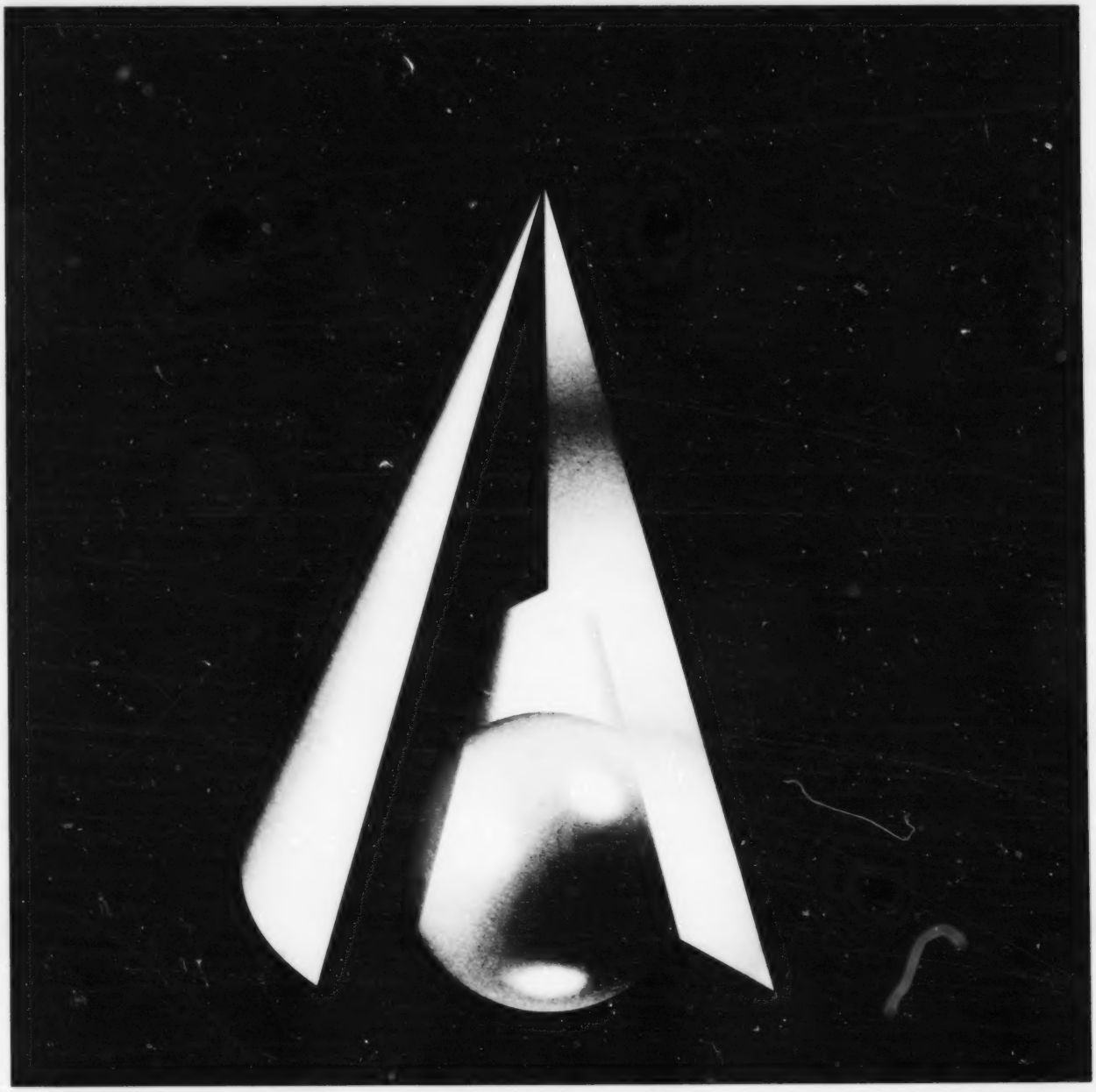
Documents de recherche

Direction des études analytiques

Influences intergénérationnelles sur la perception de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède

par Miles Corak, Bjorn Gustafsson and Torun Österberg **N°159**



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On incite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. Une liste des titres figure à la fin du présent document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez vous procurer une copie du document sur Internet : ***www.statcan.ca***.

Pour obtenir un ensemble de résumés des documents de la série ou un exemplaire des documents (en français ou en anglais), veuillez vous adresser au :

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques
Statistique Canada
24^{e} étage, Immeuble R.H. Coats
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
Tél. : (613) 951-6325

Influences intergénérationnelles sur la perception de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède

par

Miles Corak*, Bjorn Gustafsson** and Torun Österberg***

N°159

11F0019MPE N°159
ISSN: 1200-2531
ISBN: 0-660-96436-8

Prix : 5 $ le numéro, 25 $ annuellement

Études de la Famille et du Marché du travail
24ième étage, Immeuble R.H.Coats
Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-9047
Télécopieur (613) 951-5403

Novembre 2000

* Statistique Canada et Carleton University
** University of Göteborg et IZA Bonn
*** University of Göteborg

Une version antérieure de cet article a été présentée dans le cadre de séminaires à Statistique Canada, au ministère des Finances Canada, à l'Université du Manitoba, à l'Université d'Ottawa, à l'Université Dalhousie, à l'Université Carleton de même que dans le cadre des rencontres de 1999 de l'Association canadienne d'économique et de la conférence du Centre d'étude du niveau de vie sur le chômage structurel. Nous aimerions exprimer notre reconnaissance à Laura Brown, Seamus Hogan, Stephen Jones, Ted MacDonald, Alice Nakamura, Bill Robson et Christopher Worswick pour leurs précieux commentaires ainsi qu'à Sophie Lefebvre pour son assistance à la préparation des données. Nous remercions également Timothy Sargent qui nous a fourni un indice des paramètres du programme canadien d'a.-c. Les auteurs assument l'entière responsabilité du contenu de l'article; Statistique Canada, notamment, ne peut en être tenu responsable.

Les vues exprimées dans le présent document sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada. Le nom des auteurs est inscrit en ordre alphabétique.

Also available in English

Table des matières

Introduction	*1*
1. Aperçu	*3*
2. Nature des données et méthodologie	*8*
3. Résultats	*12*
4. Conclusion	*18*
Références	*38*

101-01874/

Résumé

Cet article vise à déterminer dans quelle mesure le recours à l'assurance-chômage (a.-c.) d'un jeune adulte est conditionné par le recours antérieur à ce programme et par le recours d'un parent à l'a.-c. La capacité de déterminer jusqu'à quel point la corrélation intergénérationnelle du recours à l'a.-c. est « factice » ou causale pose un défi méthodologique de taille. Nous examinons à la fois la première demande de prestations d'a.-c. et la séquence complète de demandes sur une longue période à l'aide de deux méthodes permettant de neutraliser l'hétérogénéité non observée. L'analyse est axée sur des données longitudinales se rapportant à une cohorte de jeunes hommes canadiens et suédois. Les résultats indiquent que le recours d'un parent à l'a.-c. réduit la période précédant la première demande de prestations au Canada mais non en Suède. Le recours subséquent au programme canadien est influencé par les antécédents parentaux au chapitre de l'a.-c. En Suède, l'effet d'apprentissage des individus par leur utilisation antérieure de l'a.-c., et non les antécédents familiaux, constitue le principal facteur déterminant des recours répétés au programme.

Classification JEL : I38 J62 J65

Introduction

Dans son *Étude sur l'emploi* souvent citée, l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) soutient que les obstacles à l'offre de main-d'œuvre associés à un programme d'assurance-chômage plus généreux peuvent être de très longue durée et sont à l'origine de la persistance de taux de chômage élevés dans certains pays industrialisés. Ainsi, on avance que l'incidence de la libéralisation des prestations d'a.-c. pourrait se faire sentir avec un décalage de cinq à 10 ans au Canada et même de 10 à 20 ans dans certains pays scandinaves, notamment la Suède et la Norvège (OCDE 1994, p. 178). L'*Étude sur l'emploi*, toutefois, n'explique pas clairement les mécanismes sous-jacents auxquels sont attribuables ces décalages temporels importants. En fait, Ljungqvist et Sargent (1998) affirment que ces délais sont le fruit du hasard et que la persistance des taux de chômage élevés dans les pays européens tient à la transformation du climat économique. Selon eux, la hausse des taux de chômage résulte de l'effervescence accrue des marchés du travail (particulièrement des marchés du travail caractérisés par une dépendance à l'égard de l'état quant à la durée des périodes de chômage) combinée à un État providence initialement créé pendant des périodes plus paisibles. Sans vouloir nier la pertinence de cette hypothèse, notre objectif dans cet article est d'examiner les explications directes possibles des décalages au chapitre des effets dissuasifs liés à l'a.-c. qui, en théorie, peuvent s'étaler sur des décennies. Lindbeck (1995), par exemple, accorde une grande importance aux effets dissuasifs à long terme des programmes d'assurance-chômage associés à la transformation des habitudes et des normes sociales. Il indique qu'un temps considérable peut s'écouler avant que le marché du travail ne perçoive pleinement les conséquences des modifications des règles d'un programme parce que les personnes se sentent contraintes par les normes courantes de comportement et hésitent à se prévaloir des avantages auxquels elles ont droit. Il propose diverses explications du mode de transformation des normes de comportement et soutient explicitement que « la transformation des habitudes, des normes, des attitudes et des valeurs morales est particulièrement susceptible de se produire lorsqu'une nouvelle génération arrive sur le marché du travail et forme ses valeurs en fonction d'une nouvelle structure d'incitatifs » [traduction libre] (1995, p. 11). C'est là l'objet de notre recherche.

Toutefois, ce faisant, nous examinons également dans quelle mesure le recours d'une personne au régime d'a.-c. est influencé par le recours antérieur de parents à ce programme. Il est possible d'avancer diverses explications concurrentes (mais non incompatibles) d'une corrélation intergénérationnelle pour ce qui est de la perception de prestations d'a.-c. Parmi ces explications, notons la transmission intergénérationnelle d'information sur le mode de fonctionnement du programme d'a.-c. ou de façon plus générale, l'apprentissage et la formation des habitudes. Si ces enchaînements causaux existent entre parents et enfants, il peut sembler raisonnable de supposer que des événements entraînant une hausse des taux de chômage et du recours à l'a.-c. à un moment donné peuvent se répercuter une ou deux décennies plus tard, lorsque la nouvelle génération arrive sur le marché du travail. Cependant, un défi méthodologique important dans la documentation d'une causalité intergénérationnelle consiste à déterminer dans quelle mesure toute corrélation est attribuable à une corrélation intergénérationnelle des revenus, des professions ou d'autres facteurs potentiellement non observables communs aux parents et aux enfants et susceptibles d'influer sur les probabilités de devenir chômeur. Si ces facteurs ne peuvent être neutralisés, on risque de surestimer l'effet causal des activités parentales sur la situation à long terme des enfants.

La recherche résumée dans le présent article s'inscrit en fait dans divers courants connexes se rapportant à la dynamique intergénérationnelle. Ceux-ci sont examinés de façon plus détaillée à la prochaine section dans le cadre d'un aperçu schématique de l'analyse. Les travaux empiriques sont axés sur les données administratives longitudinales relatives aux régimes fiscaux canadien et suédois et liées de manière intergénérationnelle; ils portent principalement sur la courbe d'utilisation de l'a.-c. par une cohorte de jeunes hommes et sur la relation entre cette utilisation et le recours des pères à l'a.-c. Les deux pays offrent un fondement intéressant pour l'étude comparative dans la mesure où leurs économies présentent plusieurs similitudes structurelles. Le Canada et la Suède ont également consacré des ressources considérables à la politique du marché du travail. Cependant, les combinaisons des mesures actives et passives relatives au marché du travail sont assez différentes. Le Canada s'est intéressé presque exclusivement aux mesures « passives » de soutien du revenu, tandis que la Suède a affecté des sommes importantes à des mesures « actives » visant à promouvoir la souplesse du marché du travail. En outre, les deux pays imposent aux sortants des règles différentes d'admissibilité aux prestations : le régime canadien exige une période de travail préalable, tandis que, dans le régime suédois, seule une période de chômage est requise. Les attitudes à l'égard de l'a.-c. et les conséquences sur la transmission intergénérationnelle peuvent différer sensiblement dans ces deux régimes.

La nature des données ainsi que les grandes lignes des stratégies d'estimation sont présentées à la section 2. Deux méthodes sont employées. Premièrement, des méthodes axées sur la séquence d'événements sont utilisées pour modéliser la durée de la période précédant la première demande de prestations présentée par une personne. La méthodologie proposée par Gottschalk (1996) est employée pour estimer l'incidence de la dépendance d'un parent à l'égard du régime d'a.-c. sur le recours à l'a.-c. des enfants devenus jeunes adultes. Cette méthode implique l'utilisation du recours ultérieur du parent à l'a.-c. pour tenir compte de l'hétérogénéité non observée. Deuxièmement, un modèle des probits à effets aléatoires est employé pour modéliser la séquence complète de la perception de prestations d'a.-c. sur une base annuelle pendant une période de 12 à 15 ans commençant lorsque le prestataire atteint sa seizième année. Dans ce dernier modèle, on établit une distinction entre l'apprentissage « individuel » et le « capital social » selon le sens qu'attribuent à ces termes Lemieux et MacLeod (1998) et Becker (1996), respectivement. Dans cette perspective, nous examinons aussi l'importance relative de l'apprentissage individuel et des antécédents familiaux quant au recours au programme.

Les résultats sont présentés à la section 3. Nous observons que le recours d'un parent à l'a.-c. tend à raccourcir la période précédant le premier recours au programme chez l'échantillon de jeunes hommes à l'étude, mais seulement au Canada. La probabilité conditionnelle de toucher des prestations d'a.-c. à tout moment entre les âges de 16 ans et de 30 ans est plus élevée chez les personnes dont les parents ont antérieurement fait appel au programme d'a.-c., de sorte que seulement 24 % environ de ces jeunes adultes atteignent la trentaine sans avoir touché des prestations comparativement à 32 % environ pour leurs homologues dont les parents n'ont pas fait appel à ce programme. Cet écart est attribuable à peu près également aux facteurs non observables et à l'effet causal du recours des parents à l'a.-c. Par ailleurs, le recours subséquent à l'a.-c. est davantage conditionné par les antécédents des parents à ce chapitre que par l'apprentissage individuel du programme. En revanche, la corrélation intergénérationnelle associée au premier recours à l'a.-c. en Suède s'explique entièrement par des facteurs non observables. Le recours subséquent à l'a.-c. est considérablement supérieur en raison de l'apprentissage individuel du programme. Nous estimons que ces résultats commandent une analyse plus poussée de la portée d'un programme actif ainsi que des règles d'admissibilité des

nouveaux arrivants sur le marché du travail pour tenir compte de la transmission intergénérationnelle des obstacles au marché du travail.

1. Aperçu

Van den Berg, Furåker, Johansson (1997, chapitre 3) font une analyse comparative des marchés du travail canadien et suédois et observent que, exception faite des différences possibles entre le Canada et la Suède quant à la taille relative des secteurs public et privé, les deux économies présentent des similitudes remarquables. En outre, les deux pays se caractérisent par des niveaux similaires de dépenses au titre des politiques du marché du travail. Tout au long des années 1970 et au début des années 1980, soit les années les plus importantes pour notre analyse, ces dépenses représentaient entre 2 % et 3 % du PIB, la Suède dépensant généralement un peu plus que le Canada la plupart des années. On relève, cependant, des structures de dépenses très différentes. Au Canada, les mesures passives de soutien du revenu par le biais de l'a.-c. représentaient près de 2 % du PIB, alors que ces mesures ne constituaient généralement que de 0,5 % à 0,75 % du PIB en Suède. En fait, le soutien du revenu par le biais de l'a.-c. n'a représenté que de 10 % à 15 % environ des dépenses totales de la Suède au titre de la politique en matière de marché du travail au cours des années 1970 et environ 25 % au cours des années 1980. Au Canada, en revanche, ces mesures ont atteint de 70 % à 80 % des dépenses à ce chapitre (van den Berg, Furåker, Johansson 1997, p. 46; Gustafsson et Klevmarken 1993, p. 119; OCDE 1992, pp. 93, 101).

Le régime canadien d'a.-c. est administré par le gouvernement fédéral, lequel est responsable de la perception des cotisations et du versement des prestations. La structure des prestations tire son origine d'une réforme importante réalisée en 1971. La plupart des travailleurs rémunérés, exception faite des travailleurs autonomes, sont couverts par le programme et sont admissibles à des prestations, une fois sans emploi, s'ils ont travaillé un nombre suffisant de semaines au cours de la période de référence (généralement l'année précédant la demande). Tout au long des années 1970 et 1980, cette période d'admissibilité a varié de 10 à 14 semaines d'emploi assurables environ, suivant la situation du marché régional du travail. Toutefois, les nouveaux venus sur le marché du travail, y compris les sortants, se voyaient imposer une période de travail plus longue, généralement 20 semaines. Les prestataires pouvaient toucher des prestations pendant une période maximale de 50 semaines (encore une fois, suivant le taux régional de chômage), le taux de prestations représentant de 60 % à 67 % de la rémunération assurable. Le régime imposait également une période d'attente de deux semaines avant que des prestations ne puissent être touchées. En règle générale, jusqu'aux années 1990, de 70 % à 80 % environ des chômeurs touchaient des prestations.[1]

Une réforme entreprise au début des années 1970 a également accru la portée du programme suédois. Les prestations d'a.-c. n'étaient pas tellement généreuses avant 1974, et le régime ne couvrait que les travailleurs membres d'un fonds d'assurance syndical, soit environ 60 % des employés. En 1974, la réforme du régime a permis d'offrir à ces travailleurs des prestations plus généreuses, mais celles-ci sont désormais imposables. Le gouvernement introduit et finance

[1] Le régime canadien a fait l'objet de réformes importantes au cours des années 1990 et, en fait, ce régime est maintenant désigné par le terme « assurance-emploi ». Ces réformes ont eu pour effet de réduire la portée du programme aux niveaux antérieurs à la réforme de 1971. Voir Sargent (1995) et Canada (1995) pour une description de ces modifications et de leur incidence. Depuis 1990, la proportion de chômeurs touchant des prestations a diminué pour s'établir à 40 % environ en 1998.

également un deuxième volet (le KAS) visant les travailleurs qui ne sont pas membres d'un fonds d'assurance.[2] Par conséquent, pour avoir droit aux prestations, les travailleurs devaient avoir participé à un fonds d'assurance au mois au cours des 12 mois précédant la demande et devaient avoir travaillé pendant au moins 75 jours. (Le régime comportait en outre une multitude d'autres exigences.) Les travailleurs ne cotisant pas à un fonds pouvaient être admissibles au KAS après la même période de travail. Toutefois, contrairement au régime canadien, le programme suédois autorisait les sortants à toucher des prestations au terme d'une période d'attente de trois mois, sans égard à leur expérience professionnelle. Normalement, la durée des prestations pour les membres d'un fonds d'assurance était d'environ 300 jours et d'environ la moitié de cette période pour les bénéficiaires du KAS. Les taux de prestations ont augmenté pendant les années 1970 et 1980 pour les cotisants à un fonds (passant d'environ 70 % des gains moyens à environ 90 % pour ceux ayant des gains inférieurs à un seuil déterminé), mais les bénéficiaires du KAS avaient généralement droit à des taux nettement moins élevés. De plus, la couverture du régime s'est élargie tout au long de la période de sorte que, au milieu et à la fin des années 1980, la majorité des chômeurs étaient membres d'un fonds d'assurance. En 1988, par exemple, 69 % des chômeurs touchaient des prestations d'assurance et 7 %, des prestations du KAS; les autres chômeurs, soit 25 %, n'avaient droit à aucune prestation. En 1993, le taux de remplacement a été réduit et s'établissait à 80 %.

L'incidence de l'a.-c. sur le marché du travail a fait l'objet de nombreuses études. Atkinson et Micklewright (1991) en offrent une revue utile. Cependant, les recensions des écrits suédois de Gustafsson et Klevmarken (1993) et Bjorklund (1991) et celle de la documentation canadienne de Corak (1994) sont particulièrement importantes pour les fins du présent article. Le message général tiré de ces sources est le suivant : si l'incidence des modifications de la générosité du régime d'a.-c. sur le taux global de chômage reste incertaine, bon nombre d'éléments tendent à indiquer, néanmoins, que de tels changements exercent une influence sur le comportement des entreprises et des personnes. Plus précisément, depuis la libéralisation appréciable du régime en 1972, une proportion de plus en plus importante des demandes de prestations au Canada sont présentées par des personnes ayant eu recours de façon répétée à l'a.-c. (Corak 1992, Lemieux et MacLeod 1995). L'étude de l'OCDE (1994, p. 198) fait état d'une tendance similaire en Suède, et certaines données d'Ackum Agell, Björklund et Harkman (1995) semblent indiquer que les recours répétés à l'a.-c. sont en fait fréquents.

Un aperçu schématique des déterminants de la fréquence des recours à l'a.-c. est présenté à la figure 1; il permet d'organiser la documentation existante sur le sujet et offre un cadre d'étude des influences intergénérationnelles. Un élément central de ces écrits consiste à déterminer jusqu'à quel point les recours antérieurs à l'a.-c. expliquent les recours ultérieurs au programme. Il s'agit là d'une forme de dépendance à l'égard de l'état que Heckman et Borjas (1980) désignent par le terme « dépendance à l'égard de l'occurrence » et est représentée à la figure 1 par la flèche horizontale continue reliant la toute première période d'assurance-chômage d'une personne aux périodes subséquentes. Le défi de ces recherches consiste à neutraliser d'autres facteurs également susceptibles de déclencher une période d'assurance-chômage. Ces influences peuvent agir directement sur la probabilité de vivre un épisode de chômage ou, de façon tout aussi importante, sur le déclenchement de périodes de chômage antérieures. Ces épisodes antérieurs sembleront alors être à l'origine des épisodes subséquents alors que, en fait, ils ne sont

[2] Bien que les fonds d'assurance soient officiellement des régimes syndicaux, c'est le gouvernement qui en détermine les paramètres les plus importants, notamment le taux de prestations et les règles d'admissibilité.

que le symptôme d'autres influences sous-jacentes. La *région de résidence est considérée à la* figure 1 comme un ensemble d'influences potentiellement considérables sur la fréquence des recours à l'a.-c. et regroupe des facteurs associés à la structure industrielle, notamment les oscillations saisonnières de l'emploi, la situation globale du marché du travail et (dans la mesure où les paramètres du programme d'assurance-chômage varient en fonction du taux régional de chômage) la générosité du régime d'a.-c. Corak (1993a), par exemple, souligne la séparation régionale très marquée qui existe au Canada quant à la fréquence des recours répétés à l'a.-c., les résidents des provinces à l'est de la rivière des Outaouais affichant un taux de demandes supérieur à celui des résidents de l'ouest. Parmi les autres influences possibles, notons la profession, la branche d'activité et même l'entreprise. L'étude de Corak et Pyper (1995) révèle que, au Canada, une minorité d'entreprises dans une branche d'activité donnée est à l'origine de la majorité des demandes de prestations d'a.-c. présentées par les travailleurs de la branche d'activité. Cette observation soulève la possibilité que les stratégies d'emploi d'entreprises particulières peuvent exercer une influence sur la fréquence des recours répétés à l'a.-c. Bon nombre de ces influences seront observables, mais certaines d'entre elles, comme l'employeur précis, ne pourront être observées par l'analyste. Meyer et Rosenbaum (1996) de même que Anderson et Meyer (1993) présentent des résultats américains similaires sur la nature des recours répétés à l'a.-c. et sur l'importance des entreprises individuelles dans ce processus.

Certains résultats tendent à indiquer que le déclenchement d'une période d'a.-c. est attribuable à l'existence de recours antérieurs. Corak (1993b) ainsi que Lemieux et MacLeod (1998) font explicitement état de la possibilité d'une dépendance à l'égard de l'occurrence, après avoir neutralisé une multitude de caractéristiques individuelles observables et après avoir employé des méthodes économétriques pour neutraliser les facteurs non observables. Plus particulièrement, Corak (1993b) utilise le modèle à effets fixes élaboré par Heckman et Borjas (1980) pour documenter le fait que chaque épisode d'a.-c. d'une personne donnée est plus long que l'épisode précédent, ce qui tend à montrer que le processus déterminant la durée des épisodes varie selon les recours antérieurs à l'a.-c. Lemieux et MacLeod (1998) ont modélisé la séquence complète des épisodes de chômage au cours d'une période de 20 ans à l'aide de modèles des probits à effets aléatoires. Leur étude révèle que, en règle générale, la probabilité de présenter une nouvelle demande d'a.-c. est plus élevée si le requérant s'est prévalu du programme antérieurement. Il nous reste encore à expliquer cette structure de comportement. Corak (1993b) ne cherche pas à imposer une interprétation, il indique simplement que les résultats sont compatibles avec les modèles démontrant que les goûts, les habitudes ou l'information sont transformés par le recours au programme. Cette structure de comportement serait également compatible avec l'érosion du stigmate associé à la perception de transferts gouvernementaux du type discuté dans l'article de Moffit (1983), par exemple, ou même avec les modèles d'accoutumance rationnelle dans l'esprit des travaux de Becker et Murphy (1988). Lemieux et MacLeod sont plus explicites et estiment que leurs résultats étayent le concept de l'apprentissage du programme par les personnes. Leurs travaux portent principalement sur l'apprentissage « individuel », mais les auteurs observent que certains de leurs résultats soutiennent également, de façon implicite, le concept de l'apprentissage « social ». Bien que les auteurs n'abordent pas directement la possibilité d'un apprentissage social, ils observent néanmoins que l'incidence du recours antérieur à l'a.-c. par une personne sur la probabilité d'un recours subséquent est moins marquée dans les régions du pays affichant une dépendance plus forte à l'égard de l'a.-c., à savoir l'Atlantique. Ce phénomène serait attribuable au fait que l'information relative au

programme d'a.-c. est largement diffusée et que toute personne peut l'obtenir des parents et amis sans nul besoin de s'être elle-même prévalue du programme antérieurement.[3]

C'est autour de ce thème que s'articule notre recherche et c'est pourquoi nous nous concentrons sur le rôle de la situation familiale pour déterminer la probabilité d'une première période de prestations d'a.-c., puis à travers elle, la probabilité des épisodes subséquents. L'objectif de notre analyse est d'examiner l'influence causale du recours des parents à l'a.-c. sur la fréquence d'un premier épisode de chômage et des épisodes subséquents, comme le représente la flèche discontinue à la figure 1 portant la mention « capital social ». Ce terme est utilisé au sens où l'entend Becker (1996, p. 4), c'est-à-dire comme une formule générique désignant « l'influence des actions passées des pairs et d'autres personnes appartenant au réseau social de l'individu... » [traduction libre]. Ce capital social initial constitue une condition préalable importante dans le modèle de l'accoutumance rationnelle avancé par Becker et Murphy (1988), mais ses facteurs déterminants ne sont pas examinés dans le cadre de l'analyse de ces chercheurs. Néanmoins, le terme est suffisamment large pour permettre diverses interprétations. Il peut, par exemple, désigner un « apprentissage social » au sens où l'entendent Ellison et Fudenberg (1993, 1995) et tel qu'il est employé par Lemieux et MacLeod lorsque la famille est la principale source d'information sur le marché du travail; il peut aussi désigner la transmission intergénérationnelle de l'éthique du travail analysée par Mulligan (1996), la préférence temporelle dans l'hypothèse posée par Becker et Mulligan (1997), ou encore, de façon plus générale, l'influence des parents en tant que modèles de comportement et l'érosion du stigmate associé à la perception de paiements de transfert.

Ce qu'il importe de noter, toutefois, c'est l'absence apparente de recherche de fond sur ce sujet en rapport avec les programmes d'a.-c. O'Neill et Sweetman (1998) ainsi qu'Österbacka (1999) utilisent des données britanniques et finlandaises, respectivement, pour examiner les tendances intergénérationnelles du chômage. Cependant, ils n'abordent pas de façon explicite le rôle de l'a.-c. Soidre (1999) fait une analyse similaire de la situation suédoise. Elle observe que l'expérience du chômage par les parents a une incidence sur les enfants et accroît, chez ces derniers, le risque de devenir chômeurs, d'être au chômage plus longtemps et de vivre des épisodes de chômage répétés. À la lumière de données canadiennes, Corak et Heisz (1998) examinent les variables corrélées avec la transmission intergénérationnelle du revenu et constatent que la composition du revenu des parents, et non seulement le niveau, influe sur le revenu des enfants. Plus précisément, les enfants dont les parents touchent des prestations d'a.-c. ont un revenu inférieur à l'âge adulte. Les auteurs n'offrent pas une explication décisive de ce phénomène, mais indiquent qu'il est vraisemblablement attribuable à la transmission intergénérationnelle de la profession, telle qu'elle est décrite dans l'étude de Ornstein (1998), par

[3] L'aticle présente, toutefois, un résultat anomal : les effets de l'apprentissage individuel sont plus marqués chez les cohortes plus âgées étudiées par les auteurs. Dans les cohortes plus jeunes, les effets de l'apprentissage individuel sont souvent statistiquement non significatifs et, en fait, négatifs pour les personnes vivant à l'est de la rivière des Outaouais. Voir Lemieux et MacLeod (1998, tableaux 4A et 5A). Ces résultats vont à l'encontre de l'hypothèse émise dans l'étude de Lindbeck citée précédemment. En outre, May et Hollett (1995) relèvent, sur la foi de renseignements anecdotiques, une transformation des attitudes des jeunes terre-neuviens à l'égard de la perception de transferts gouvernementaux :

> On s'inquiète ... de plus en plus du fait que la perception de prestations d'assistance sociale devient plus acceptable chez les jeunes ... à mesure que ceux-ci sont forcés de recourir davantage à cette forme d'aide. On peut tracer un parallèle avec le régime d'a.-c., les travailleurs plus âgés étant fiers de ne pas s'être prévalus de ce programme, c'est-à-dire de ne pas avoir été dépendants de l'aide publique. Manifestement, le programme d'a.-c. a transformé l'opinion publique quant aux comportements jugés acceptables (p. 60) [traduction libre].

Les auteurs expliquent ce phénomène par la générosité du programme et par son influence sur les décisions en matière d'études et de profession.

exemple. Ces résultats soulignent, une fois encore, l'importance de reconnaître le rôle d'autres variables liées à la situation familiale pour isoler l'incidence véritable du recours des parents à l'a.-c. Le reste de la figure 1 illustre la possibilité de corrélation entre le recours des parents à l'a.-c. et le recours ultérieur des enfants au programme lorsque ces derniers tendent à occuper les mêmes types d'emploi que leurs parents, à travailler dans les mêmes branches d'activité ou les mêmes entreprises, ou encore à vivre dans la même région.

Notre objectif est lié à diverses études traitant de la transmission intergénérationnelle du recours à l'assistance sociale aux États-Unis (AFDC – *Aid to Families with Dependent Children*). Ces ouvrages se rapportent au débat sur l'existence d'une « classe marginalisée » dans la société américaine et cherchent à établir dans quelle mesure le recours de la mère à l'assistance sociale influe sur les choix de la fille en matière de mariage et de fécondité et amène cette dernière à dépendre, elle aussi, de l'assistance publique. Les conclusions quant à l'incidence indépendante de la perception de paiements de transfert par un parent sur la situation à long terme des enfants sont partagées. Antel (1992, p. 467) soutient que « le recours de la mère à l'assistance sociale tend à accroître la dépendance subséquente de la fille à l'égard de ce programme » [traduction libre]. Cependant, Levine et Zimmerman (1996, p. 2) observent qu'« au moins les trois quarts de la corrélation, si ce n'est toute la corrélation, du recours intergénérationnel à l'assistance sociale peuvent être attribués à la corrélation intergénérationnelle prévue liée au revenu et à d'autres caractéristiques de la famille. En d'autres termes, la corrélation de la perception de prestations d'AFDC entre les générations ne représente pas le cercle vicieux de la dépendance à l'égard de l'aide sociale mais plutôt le cercle vicieux de la pauvreté » [traduction libre]. (Voir Mulligan (1996), Gottschalk (1996), Gottschalk, McLanahan et Sandefur (1994), mais aussi Duclos, Fortin et Rouleau (1999) qui utilisent des données administratives canadiennes pour le Québec ainsi que Stenberg (2000) qui analyse des données suédoises.) Ces résultats, comme le savent plusieurs de ces analystes, peuvent être conditionnés par la durée d'observation de la situation de l'enfant, par le moment de cette observation dans le cycle de vie de l'enfant (les parents et les enfants devraient être observés sur la période la plus longue possible de façon à pouvoir dresser un portrait juste de leur situation permanente d'activité et du recours aux paiements de transfert) et par la méthode utilisée pour neutraliser les facteurs non observables.

À la lumière de la documentation existante, nous avons adopté une approche en deux volets. Dans un premier temps, nous modélisons la durée de la période précédant le premier épisode d'a.-c. d'une personne en accordant une attention particulière à l'influence de la perception de prestations d'a.-c. par les parents et en neutralisant les facteurs observables et non observables. Les méthodes axées sur la séquence des événements s'inspirent des travaux de Gottschalk (1996) et McLanahan (1988) et impliquent une observation des personnes dès leur seizième année, soit l'âge de travailler (et par conséquent de toucher des prestations d'a.-c.), jusqu'à ce que celles-ci présentent leur première demande de prestations d'a.-c. Ainsi, les personnes sont suivies sur une période potentiellement longue, et la nature dynamique des covariables sur le plan temporel (notamment du recours des parents à l'a.-c.) est intégrée au modèle. Nous considérons cette démarche comme la première étape d'un processus récursif menant à une probabilité plus élevée de recours subséquents, lesquels peuvent être conditionnés à la fois par le recours antérieur des parents à l'a.-c. (capital social) et par le recours antérieur du prestataire au programme (apprentissage individuel). Par conséquent, nous modélisons ensuite la séquence complète des épisodes d'a.-c. sur une longue période de temps suivant la méthode de Lemieux et MacLeod (1998), mais nous tentons aussi de cerner les rôles relatifs du capital social et de l'apprentissage individuel en neutralisant l'effet des recours antérieurs à l'a.-c. des parents et du prestataire.

2. Nature des données et méthodologie

L'analyse est fondée sur les dossiers administratifs associés aux régimes fiscaux des deux pays. Les données canadiennes sont organisées dans un ensemble de données de panel créé à partir des dossiers fiscaux d'un groupe d'hommes nés entre 1963 et 1966 pouvant, entre 16 et 19 ans, être liés à un parent. Les couplages des données familiales sont produits dans le cadre de la constitution, par Statistique Canada, du fichier familial T1 (T1FF) et nécessitent que les personnes aient soumis une déclaration de revenu au moins une fois alors qu'elles vivaient encore avec leurs parents.[4] L'année 1978 est la première pour laquelle des dossiers fiscaux lisibles par machine sont disponibles, alors que les données disponibles les plus récentes se rapportent à l'année 1997. Les données sur les enfants visent les années au cours desquelles ceux-ci étaient âgés de 15 à 31 ans. Par conséquent, les membres les plus âgés de la cohorte à l'étude avaient 15 ans en 1978, tandis que les plus jeunes avaient 31 ans en 1997. Les renseignements sur les parents sont utilisés selon les besoins sur toute la période allant de 1978 à 1997. L'analyse est fondée sur un échantillon de 1 % de la population.[5] En outre, pour faire partie de l'échantillon, les personnes doivent avoir produit une déclaration de revenu au moins une fois lorsqu'elles étaient âgées de 26 à 31 ans. L'échantillon définitif pour les fins de l'analyse est formé de 100 795 observations portant sur 6 308 personnes.[6]

Les données suédoises sont élaborées de façon analogue. L'ensemble de données du panel est constitué à partir d'un échantillon de 1 % tiré du registre de la population totale de 1978 à 1995. Les parents sont sélectionnés et appariés aux enfants par le biais de registres centraux. Ces registres renferment des renseignements sur toutes les personnes ayant la charge officielle d'un enfant; il s'agit généralement des parents biologiques, mais les registres couvrent également les parents adoptifs.[7] L'âge des enfants varie de 15 à 29 ans. Les enfants et les parents sont observés chacune des années de la période allant de 1978 à 1995, même s'ils n'ont pas produit une déclaration de revenu au cours d'une année donnée. L'échantillon constitué pour les fins de l'analyse comporte 55 650 observations visant 3 835 personnes.

Les renseignements sur la perception de prestations d'a.-c., par le parent ou par l'enfant, sont déterminés en fonction de la déclaration ou non de revenus provenant de l'a.-c. pour l'année observée. Des indicateurs binaires de la présence de prestations, quel que soit le montant, sont

---

[4] Diverses stratégies d'appariement sont employées pour identifier les membres de la famille. Les couples (qu'il s'agisse de conjoints mariés ou de conjoints de fait) sont liés à l'aide du numéro d'assurance sociale (NAS) lorsque celui-ci apparaît sur la formule T1 de même qu'à l'aide du nom et de l'adresse. (La formule T1 est la principale déclaration de revenu produite annuellement par les particuliers au Canada, et le T1FF couvre l'univers des déclarants.) Les enfants sont appariés aux parents grâce aux champs du nom et de l'adresse. Voir Harris et Lucaciu (1994) pour de plus amples renseignements sur la constitution du T1FF. Des versions des données utilisées ici ont également été employées par Corak et Heisz (1998, 1999). Plus précisément, Corak et Heisz (1999) analysent certaines des questions liées à la qualité des données et à l'échantillonnage et établissent également des comparaisons avec les données d'enquête.

[5] La réduction de la taille de l'échantillon vise à simplifier les calculs. Les personnes sont retenues en fonction du dernier chiffre du NAS de leurs parents, choisi au hasard.

[6] Le panel n'est pas parfaitement équilibré dans la mesure où l'on a exclu les observations portant sur les années au cours desquelles certaines personnes vivaient au Yukon ou dans les Territoires du Nord-Ouest. Cette exclusion est nécessaire parce qu'une des covariables du modèle, le taux de chômage, n'est pas disponible pour ces régions du pays. Seulement 13 des 6 308 personnes sont touchées de sorte que 99,48 % des unités de l'échantillon comportent des observations pour chacune des 16 années pendant lesquelles les personnes étaient âgées de 16 à 31 ans. Le nombre minimum d'années d'observation des personnes échantillonnées est de quatre.

[7] Les données suédoises couvrent également les beaux-parents. Pour assurer la comparabilité avec les données canadiennes, nous considérons le beau-père au même titre que le père lorsque l'enfant ne vit pas avec son père biologique.

créés pour chacune des années d'observation de la personne. Aucune distinction n'est établie,

$$l_i(\beta) = \lambda_i(X_i)^{Y_{it}} \prod_{k=1}^{t-1} [1 - \lambda_i(X_i)]^{1-Y_{ik}}$$

dans les données suédoises, entre les prestations d'assurance et les prestations du KAS. Le tableau 1 présente des données générales sur le degré de corrélation intergénérationnelle quant à la perception de prestations d'a.-c.; les données sur les fils, établies selon que ceux-ci ont touché ou non des prestations d'a.-c. au moins une fois, sont croisées avec les données visant les pères. Au Canada, une minorité de fils (environ 43 %) ont un père ayant touché des prestations d'a.-c. à un moment donné. Toutefois, 81 % d'entre eux se sont prévalus du programme d'a.-c. comparativement à 70 % seulement des autres fils, soit ceux dont le père n'a pas touché de prestations d'a.-c. Cet écart de 11 points de pourcentage entre les deux groupes quant à la fréquence des recours à l'a.-c. constitue l'élément central de l'exercice de modélisation. La dépendance à l'égard de l'a.-c. n'est pas aussi répandue en Suède, mais la corrélation intergénérationnelle liée au recours à l'a.-c. demeure importante. Seulement 26 % environ des fils échantillonnés ont un père ayant touché des prestations d'a.-c. Cependant, un peu plus de 68 % de ces personnes se sont prévalues du régime d'a.-c. comparativement à 58 % environ pour les autres personnes échantillonnées. Il s'agit là d'un écart de 10,6 points de pourcentage, comparable à l'écart observé au Canada.

Pour modéliser la période précédant la première demande de prestations, nous utilisons des modèles de durée à temps discret inspirés de Gottschalk (1996) et McLanahan (1988) et discutés dans les ouvrages de Jenkins (1995) et Hosmer et Lemeshow (1989, pp. 238-45). Le calcul de la fonction de vraisemblance dans la modélisation de la séquence des événements s'appuie sur l'existence d'un rapport biunivoque entre la fonction de densité régissant la durée des épisodes et la fonction de risques. Cette dernière, qui représente la probabilité conditionnelle qu'un épisode prendra fin à un moment précis, t, étant donné qu'il s'est étalé jusqu'à t-1, est la pierre angulaire de l'analyse. Si Y_{it} est une variable binaire définie comme étant égale à 0 lorsque la personne i ne déclare pas avoir touché de prestations d'a.-c. au cours de l'année t et égale à 1 lorsque cette personne déclare une telle source de revenu, alors le taux de risques est déterminé ainsi

$$\lambda_{it} = \text{prob}(Y_{it} = 1 \mid Y_{ik} = 0 \text{ pour } k=1 \ldots t\text{-}1 \; ; \mathbf{X}_{it})$$

où i=1,..., N représente les personnes échantillonnées, t=1,..., T, les années pendant lesquelles ces personnes sont observées, et $\mathbf{X}_{it}$, un vecteur de covariables. Y_{it} désigne une variable aléatoire à temps discret, et le vecteur de ces termes représente le nombre d'années écoulées sans déclaration de revenu d'a.-c. depuis que la personne a atteint l'âge de 15 ans. Nous supposons que le taux de risques suit une fonction logistique de sorte que

$$\lambda_{it}(\mathbf{X}_{it}) = \exp\{\mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta}\} / [\, 1 + \exp\{\mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta}\}]$$

où $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur de paramètres devant être estimés. On présume que le vecteur $\mathbf{X}_{it}$ comporte à la fois des covariables fixes et des covariables dynamiques sur le plan temporel et, notamment, un ensemble de termes de coordonnée à l'origine à intervalle déterminé. La contribution à la vraisemblance de l'échantillon de chaque personne pour laquelle on observe le déclenchement

d'une période d'a.-c. est déterminée ainsi

$$l_i(\beta) = \lambda_i(X_i)^{Yit} \prod_{k=1}^{t-1} [1 - \lambda_i(X_i)]^{1-Yik}$$

alors que celle des personnes qui n'ont pas touché de prestations au cours de la période d'observation est définie comme suit

$$l_i(\beta) = \prod_{k=1}^{t} [1 - \lambda_i(X_i)]^{1-Yik}$$

Par conséquent, la vraisemblance de l'échantillon complet correspond au produit de ces termes pour les N personnes. Cette fonction de vraisemblance prend la forme d'une régression logistique dans laquelle chaque unité contribue *k* termes.

Pour traiter l'hétérogénéité non observée, nous suivons la méthode adoptée par Gottschalk (1996). Il s'agit d'utiliser les recours futurs des parents à l'a.-c. en tant que covariable supplémentaire permettant de neutraliser l'hétérogénéité non observée.[8] Comme le souligne Gottschalk (1996, p. 4), cette méthode repose sur deux hypothèses. La première est que le choix du moment compte : la probabilité de la fréquence des recours de l'enfant à l'a.-c. pendant une année donnée peut uniquement être influencée (au sens causal) par des événements vécus par le parent au cours d'une année antérieure (ou potentiellement au cours de l'année étudiée), mais non par des événements ultérieurs. Ce ne serait pas le cas si, par exemple, l'information au sujet du recours du parent à l'a.-c. était transmise à l'enfant avant que les prestations n'aient été effectivement perçues. Une telle éventualité semble peu probable dans le contexte actuel puisqu'elle implique que l'enfant, ayant appris que le parent présentera une demande d'a.-c., soumet lui-même une demande et touche des prestations avant que le parent ait commencé à percevoir les siennes. La seconde hypothèse est que le comportement du parent influe sur celui de l'enfant, mais que le comportement de l'enfant n'a pas d'incidence sur celui du parent. En d'autres termes, les enfants « apprennent » des parents, mais pas l'inverse. Cette situation peut, en fait, se produire dans une certaine mesure. Ou, de façon plus générale, nous pouvons admettre que les décisions des membres d'un ménage en matière de travail sont interdépendantes et sont prises simultanément dans le contexte d'une fonction d'utilité pour la famille. Il est plus probable qu'une telle situation se produise lorsque les enfants vivent encore avec leurs parents.

Si ces hypothèses sont valables, la corrélation entre le recours de l'enfant à l'a.-c. et le recours ultérieur du père au programme traduit l'incidence des facteurs non observables. L'incidence causale du comportement du père au chapitre de l'a.-c. est déterminée par l'écart entre les coefficients des recours antérieurs et futurs à l'a.-c. par le parent, un coefficient des recours antérieurs plus élevé indiquant que les enfants dont les parents touchent des prestations d'a.-c. sont également (au sens causal) plus susceptibles de se prévaloir du programme. Si l'on n'observe pas d'écart statistiquement significatif entre ces coefficients, alors toute l'incidence du recours antérieur du parent à l'a.-c. sur la probabilité que l'enfant touche des prestations d'a.-c.

[8] Jenkins (1995, p.135) décrit certaines difficultés qui se présentent lorsque l'hétérogénéité individuelle non observée est neutralisée dans ce modèle comme un effet aléatoire.

est attribuable à l'hétérogénéité non observée. Cela impliquerait que l'infirmation de la seconde hypothèse (voulant que les parents n'apprennent pas de leurs enfants) introduira un biais restrictif dans nos résultats. Si les parents apprennent aussi, dans une certaine mesure, de leurs enfants, cela est susceptible d'accroître la valeur du coefficient associé au recours futur du parent au programme, et il sera alors plus difficile de dégager des écarts positifs statistiquement significatifs entre les variables représentant les recours antérieurs et futurs.

Les modèles estimés comportent deux covariables dynamiques sur le plan temporel associées au recours du parent à l'a.-c. La première est une variable binaire 0-1, qui prend la valeur 1 lorsque le père a touché des prestations d'a.-c. dans l'année courante ou au cours de toute année antérieure; la seconde est également une variable binaire mais qui prend la valeur 1 lorsque le père a touché des prestations au cours d'une année ultérieure. C'est pourquoi la première demande présentée par l'enfant est modélisée pour la période pendant laquelle celui-ci est âgé de 16 à 30 ans au Canada et de 16 à 28 ans en Suède; les événements qui se produisent lorsque l'enfant est âgé de 15 à 31 ans ou de 15 à 29 ans sont utilisés pour déterminer, pendant au moins une année, la situation des parents à l'égard de l'a.-c. pour toutes les périodes.

La modélisation de la séquence complète des recours à l'a.-c. s'appuie sur une méthode différente permettant de neutraliser les facteurs non observables. Nous employons le modèle des probits à effets aléatoires proposé par Heckman (1981a) pour les données discrètes de panel. Si $\Phi(\ )$ représente la fonction de distribution normale, alors la probabilité qu'une personne se prévale du régime d'a.-c. au cours d'une année donnée est définie comme suit

$$\text{prob}\,(Y_{it} = 1 \mid \gamma_i, Y_{it-1}, \mathbf{y}_{it}, \mathbf{X}_{it}) = \Phi\,(\gamma_i + \beta_1 Y_{it-1} + \mathbf{y}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta}_3).$$

Dans ce cas, γ_i est un facteur individuel particulier non observable, et Y_{it-1}, la valeur décalée de l'indicateur représentant le recours à l'a.-c. d'une personne. Cette dernière variable est incluse dans le modèle dans la mesure où la date exacte du début et de la fin d'une période de prestations d'a.-c. n'est pas consignée dans les fichiers administratifs. Tout ce que nous savons est que des prestations d'a.-c. ont été perçues ou non à un moment donné dans l'année. Dans bon nombre de cas, les prestations d'a.-c. continueront d'être touchées à la fin d'une année et se prolongeront l'année suivante, de sorte qu'une séquence de deux valeurs 1 successives ne signifie pas forcément que deux demandes distinctes ont été présentées au cours des deux années. Le vecteur $\mathbf{y}_{it}$ comporte trois variables binaires. L'une indique si une personne a touché ou non, antérieurement à un moment ou à un autre des prestations d'a.-c., il s'agit d'une variable de contrôle pour l'apprentissage individuel au sens où l'entendent Lemieux et MacLeod (1998). La deuxième indique si le père de la personne a touché ou non, antérieurement à un moment ou à un autre, des prestations d'a.-c. (variable de contrôle du capital social). La dernière variable représente l'interaction entre les deux premières. L'importance relative des coefficients de ces deux premières variables constitue l'élément central de l'estimation. Plus précisément, il serait intéressant de déterminer si l'apprentissage individuel a une incidence quelconque indépendante du capital social, ce qui permettrait de mieux comprendre les raisons de la dépendance à l'égard de l'occurrence dans les données. Il se peut que, dans le cas d'une personne dont le parent a touché des prestations d'a.-c., le fait de se prévaloir du régime d'a.-c. ne donne pas plus de renseignements au sujet du programme et, par conséquent, n'augmente pas la probabilité d'un recours ultérieur à l'a.-c. Enfin, $\mathbf{X}_{it}$ est un vecteur de covariables observables visant à représenter d'autres influences sur la fréquence du recours à l'a.-c., comme l'illustre la figure 1, et au nombre desquelles on retrouve les variables de la situation familiale.

Pour toute personne, la probabilité d'observer une séquence particulière d'épisodes d'a.-c. pendant les T années au cours desquelles cette personne fait partie de l'ensemble de données est définie ainsi

$$\prod_{t=1}^{T} \Phi(\gamma + \beta_1 Y_{it-1} + \mathbf{y}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta}_3)^{Y_{it}} [1 - \Phi(\gamma + \beta_1 Y_{it-1} + \mathbf{y}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta}_3)]^{1-Y_{it}}.$$

Pour obtenir une fonction de vraisemblance estimable, on présume que γ_i suit une distribution normale et que la probabilité inconditionnelle d'observer une configuration particulière de recours à l'a.-c. correspond à l'intégrale de l'équation sur cette distribution. Si $F(\ )$ représente la fonction de distribution de l'effet aléatoire, cette probabilité est déterminée comme suit

$$\int \prod_{t=1}^{T} \Phi(\gamma + \beta_1 Y_{it-1} + \mathbf{y}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta}_3)^{Y_{it}} [1 - \Phi(\gamma + \beta_1 Y_{it-1} + \mathbf{y}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta}_3)]^{1-Y_{it}} dF(\gamma).$$

Par conséquent, le logarithme du rapport des vraisemblances devant être maximisé correspond à la somme du logarithme de ces probabilités pour toutes les unités de l'échantillon.[9]

3. Résultats

Les variables incluses dans le vecteur **X**, et les statistiques descriptives connexes pour les deux modèles devant être estimés figurent aux tableaux 2a et 2b. Bon nombre d'entre elles varient dans le temps. Elles comprennent un groupe de caractéristiques individuelles contemporaines représentées par les flèches continues à la figure 1: âge et âge au carré (mesurés en décennies), état matrimonial, indice de la générosité du régime d'a.-c., taux provincial/régional de chômage, indicateur de lieu de résidence en région rurale (pour le Canada seulement), série de variables-indicateurs visant la région de résidence.[10]

Cet ensemble englobe aussi un groupe de variables associées à la situation familiale représentées par les flèches discontinues à la figure 1. Ces variables ne sont pas dynamiques sur le plan temporel. Le revenu permanent des parents correspond au revenu touché par les deux parents dont on a établi la moyenne sur une période de 20 ans au Canada et de 18 ans en Suède (le revenu est mesuré par tranches de 10 000 dollars). Cette variable est utilisée pour cerner l'influence de la transmission intergénérationnelle du revenu. Elle constitue également une variable de contrôle importante dans la mesure où elle contrebalance l'absence d'un ensemble complet d'indicateurs de la scolarité et de la profession. Celles-ci sont rendues partiellement, et de la façon la plus pertinente dans le cadre d'une étude de la transmission intergénérationnelle du recours à l'a.-c. au Canada, par des indicateurs permettant de déterminer si le père a déclaré un

[9] L'optimisation est axée sur la quadrature de Gauss-Hermite telle qu'elle est effectuée par la procédure xtprobit de la version 6.0 de STATA.

[10] Au Canada, l'indice d'a.-c. varie selon le temps et la province; l'indice est fonction du nombre de semaines de travail requises pour assurer l'admissibilité, de la durée maximale des prestations et du taux de remplacement. En Suède, l'indice est une variable-indicateur qui prend la valeur 1 à compter de 1993 et qui reflète la variation du taux de remplacement établi cette année-là. L'indicateur de résidence en région rurale prend la forme d'une variable binaire 0-1 définie en fonction du deuxième chiffre du code postal. Si ce chiffre est 0, l'adresse est considérée comme étant située sur un parcours « rural » du service postal. Cette variable est déterminée par la Société canadienne des postes pour des raisons administratives. Comme nous l'avons mentionné précédemment, les années au cours desquelles une personne a vécu au Yukon ou dans les Territoires du Nord-Ouest sont exclues de l'analyse parce que nous ne disposons pas de données sur le taux de chômage dans ces régions. La région de résidence est déterminée par le premier chiffre du code postal et présente, dans certains cas, des renseignements infraprovinciaux. Plus précisément, les régions métropolitaines de Toronto et de Montréal sont distinguées comme le sont aussi diverses régions du Québec et de l'Ontario.

revenu provenant de l'agriculture, de la pêche ou de tout autre travail autonome pour les années au cours desquelles son fils était âgé de 15 et 16 ans. S'il y a transmission intergénérationnelle de la profession, alors, compte tenu que les agriculteurs et les travailleurs autonomes ne sont pas admissibles à l'a.-c., il se pourrait que les personnes dont le père exerce une profession de cette nature soient moins susceptibles de toucher des prestations d'a.-c.[11] Font exception à cette règle les fils des pêcheurs indépendants, qui pourraient être plus susceptibles de se prévaloir du programme d'a.-c. Les données suédoises comprennent également un indicateur de travail autonome. Toutefois, il convient de noter que ces variables pourraient avoir une incidence différente en Suède puisque les travailleurs autonomes et les agriculteurs sont admissibles à l'a.-c. après une période d'attente de trois mois.

Cet ensemble de variables sur la situation familiale comprend un indicateur permettant de déterminer si le père a déclaré ou non des revenus de biens lorsque le fils était âgé de 15 ou de 16 ans. En Suède, ces variables sont subdivisées selon que le revenu de biens est positif ou négatif pour les années en question. Corak et Heisz (1998) estiment que de telles données constituent un corrélat fort important de la transmission intergénérationnelle du revenu et semblent indiquer qu'il s'agit là d'une variable substitutive pour les facteurs non observables associés à la préférence temporelle. Becker et Mulligan (1997) en présentent une analyse plus détaillée dans le contexte des modes de transmission intergénérationnelle de la préférence temporelle.

Le dernier ensemble de variables tient compte de la possibilité que les personnes sont susceptibles de vivre dans la région de résidence de leur enfance : un indicateur de résidence en région rurale à l'âge de 15 ans et la région de résidence. Pour le Canada, ces renseignements sont tirés des codes postaux de la résidence des parents pour l'année appropriée. Les données suédoises ne comprennent pas d'indicateur de résidence en région rurale, de sorte qu'on ne tient compte que de la région de résidence de la personne lorsque celle-ci était âgée de 15 ans.

Un sommaire des estimations logits de la fonction de risques figure aux tableaux 3a et 3b pour une série de modèles dans lesquels est inclus un ensemble de plus en plus considérable de covariables. Examinons d'abord les données canadiennes du tableau 3a. Nous nous intéressons principalement aux estimations des coefficients associés aux recours antérieurs et ultérieurs des parents à l'a.-c. aux deux premières lignes du tableau et à la valeur prédictive du test de signification quant à leur égalité à la ligne trois. (Toutes les estimations des recours antérieurs et ultérieurs des parents à l'a.-c. sont statistiquement significatives, les valeurs prédictives associées étant inférieures à 0,001.) Le premier modèle estimé comprend uniquement des contrôles des recours antérieurs des parents à l'a.-c. et une série d'indicateurs 0-1 pour l'âge du fils; le deuxième modèle comprend, en outre, les recours ultérieurs des parents à l'a.-c. soit le contrôle des facteurs non observables. Le coefficient associé aux recours antérieurs des parents passe de 0,410 à 0,338 (en baisse d'environ 18 %) lorsqu'on ajoute les recours ultérieurs des parents, mais reste statistiquement différent du coefficient associé aux recours ultérieurs des parents. Ces estimations varient peu au fur et à mesure que de nouvelles variables de contrôle visant les caractéristiques contemporaines des personnes sont intégrées au modèle. Prises une à une, toutes ces variables supplémentaires de contrôle sont statistiquement significatives, exception faite de l'indice de générosité du régime d'a.-c., et, collectivement, elles accroissent l'ajustement du modèle. Elles ne modifient pas, toutefois, l'importance des estimations des coefficients associés aux recours antérieurs et ultérieurs des parents à l'a.-c. ni la relation entre ces coefficients : dans

11 Dunn et Holtz-Eakin (1996), par exemple, décrivent la transmission intergénérationnelle du travail autonome aux États-Unis.

le modèle (2), qui ne tient compte que de l'âge, le coefficient des recours antérieurs des parents à l'a.-c. (0,34) est deux fois plus élevé que celui des recours ultérieurs des parents; dans le modèle (7), qui comprend la série complète des variables contemporaines de contrôle, le coefficient (s'établissant à 0,32) correspond encore au double environ du coefficient des recours ultérieurs. Ce rapport se modifie quelque peu lorsque les variables tenant compte de la situation familiale sont intégrées au modèle. Plus particulièrement, l'ajout du revenu permanent des parents à la colonne (8) réduit le coefficient des recours antérieurs des parents à l'a.-c. à environ 0,25 et réduit légèrement le coefficient des recours ultérieurs à environ 0,14, tandis que l'ajout des autres variables aux colonnes (9), (10) et (11) ne produit pas de changement sensible. Le seuil marginal de signification du test *t* de l'égalité des paramètres augmente pour atteindre environ 0,10. Toutes les variables supplémentaires sont statistiquement significatives, à l'exception de celles associées à la région de résidence contemporaine; plusieurs d'entre elles semblent perdre leur signification une fois que la région de résidence de la personne lorsque celle-ci était âgée de 15 ans est intégrée au modèle.[12] Étant donné que l'analyse s'attache principalement à la période entre la seizième année de la personne et la première demande d'a.-c., il n'est peut-être pas surprenant que l'incidence de la région de résidence de la personne à l'âge de 15 ans s'étende à la région contemporaine de résidence. On relèvera vraisemblablement une similitude importante entre ces mesures pour une grande partie de la période d'observation des épisodes d'a.-c. Par conséquent, les résultats du modèle privilégié dans le cadre de cet exercice sont présentés à la colonne (12). Ce modèle comprend toutes les covariables disponibles, exception faite de la région contemporaine de résidence. Dans ce modèle, l'hypothèse nulle, selon laquelle l'influence des recours antérieurs et ultérieurs des parents à l'a.-c. est identique, est rejetée à tort avec une probabilité de 8,5 %.

Les données suédoises donnent lieu à des résultats quelque peu différents (voir le tableau 3b). Le coefficient associé aux recours antérieurs du père à l'a.-c. dans le modèle (1) est à peu près équivalent à celui obtenu dans les données canadiennes et diminue d'environ 14 % (passant de 0,465 à 0,400) lorsque les recours ultérieurs du père sont ajoutés. Malgré cela, dans le modèle (2), les deux coefficients sont statistiquement différents, et la valeur prédictive s'établit à 0,115. L'ajout de variables fait légèrement monter cette valeur prédictive à 0,163 à la colonne (7), mais celle-ci fait un bond marqué (à 0,456) une fois que le revenu permanent des parents est ajouté à la colonne (8). Dans le modèle complet présenté à la colonne (11), la valeur des coefficients est de 0,240 et 0,182, et le seuil marginal de signification du test d'égalité s'établit à 0,538. Manifestement, l'hypothèse nulle, selon laquelle les deux coefficients sont identiques, ne peut être rejetée à un niveau de signification raisonnable, quel qu'il soit. Il s'ensuit que nous ne pouvons rejeter la possibilité que, dans les données suédoises, l'incidence de la situation familiale sur le moment d'une première demande d'a.-c. soit entièrement factice.

Les ensembles complets des résultats canadiens du modèle (12) et des résultats suédois du modèle (11) sont présentés aux tableaux 4a et 4b, et sont accompagnés d'une estimation de l'incidence marginale connexe de chaque variable.[13] Dans les données canadiennes, le fait d'être

---

[12] Le test de Wald visant la signification des indicateurs de la région de résidence dans le modèle (10) donne lieu à un $\chi^2(15)$ de 20,7 et à une valeur prédictive connexe de 0,146. Un test similaire visant la signification conjointe de la région de résidence de la personne lorsque celle-ci était âgée de 15 ans produit un $\chi^2(17)$ de 137,6 et une valeur prédictive inférieure à 0,0001.

[13] L'effet marginal des covariables binaires dans ce tableau est estimé et calculé selon $\mathcal{L}(\mathbf{X}\beta)[1-\mathcal{L}(\mathbf{X}\beta)]\beta$ où $\mathcal{L}(\ )$ représente la distribution logistique de probabilités, $\mathbf{X}$, les moyennes des covariables dans l'échantillon (les covariables binaires étant établies en fonction de leur proportion dans l'échantillon) et β, le vecteur des coefficients estimés. Il s'agit généralement d'une approximation précise de l'écart estimé entre

marié réduit la probabilité de commencer un épisode d'a.-c., tandis que des taux provinciaux de chômage plus élevés et un lieu de résidence en région rurale l'accroissent. En Suède, le fait d'être marié n'a aucune incidence statistiquement significative sur la probabilité de déclencher une période d'a.-c. La générosité du régime d'a.-c. a un coefficient négatif statistiquement significatif, mais il s'agit là du signe prévu étant donné qu'on a attribué à cette variable la valeur 1 à compter de 1993, soit lorsque le taux de remplacement a diminué, passant de 90 % à 80 %. Les variables représentant la situation familiale semblent toutes intervenir de façon plausible dans les deux pays : le revenu permanent plus élevé des parents réduit les probabilités que le fils présente une première demande d'a.-c.; la déclaration de revenus agricoles et de revenus (positifs) de biens par les parents ont une incidence similaire; la déclaration de revenus de pêche par les parents, en revanche, accroît les risques de toucher des prestations au Canada. L'incidence de cette dernière variable est particulièrement frappante. Si un père a déclaré des revenus de pêche lorsque son fils était âgé de 15 ou 16 ans, les probabilités que le fils présente une première demande d'a.-c. (toutes choses étant égales par ailleurs) augmentent de près de cinq points de pourcentage.

Ces résultats servent à calculer les estimations de l'incidence du capital social sur les taux de risques en fonction des moyennes des variables de l'échantillon à partir de l'âge de 16 ans. Ces estimations sont présentées aux figures 2a et 2b. Les courbes globales sont assez similaires dans les deux pays : le taux de risques augmente de façon marquée jusqu'à la vingtaine, atteint un sommet à 20 et 21 ans, puis redescend et se stabilise du début au milieu de la vingtaine avant de tomber de nouveau à la fin de la vingtaine. En règle générale, les estimations canadiennes sont plus élevées que les estimations suédoises pour la plus grande partie des âges observés. Cependant, le taux de risques à 18 ans est en fait plus élevé en Suède. À 28 ans, les taux de risques enregistrés dans les deux pays sont à peu près équivalents.

Les trois lignes dans ces figures représentent ainsi les taux estimés de risques : (1) les variables-indicateurs associées aux recours antérieurs et ultérieurs des parents à l'a.-c. ont toutes deux la valeur 0; (2) seule la variable associée aux recours ultérieurs est fixée à 1; (3) seule la variable associée aux recours antérieurs est fixée à 1. L'écart entre (1) et (2) représente l'incidence des facteurs non observables, tandis que l'écart entre (2) et (3) représente l'incidence causale du capital social.

Au Canada, le taux de risques relatif au fait d'avoir un père ayant touché des prestations d'a.-c. antérieurement est supérieur à celui associé au fait d'avoir un père ne s'étant pas du tout prévalu du programme. L'écart le plus marqué est observé entre les âges de 19 à 22 ans, le sommet étant enregistré à 20 ans. La probabilité conditionnelle de commencer une période d'a.-c. est environ trois points de pourcentage plus élevée au cours de ces années pour ceux dont le père a touché des prestations d'a.-c. antérieurement que pour ceux dont le père ne s'est jamais prévalu du programme. Cependant, environ la moitié de cet écart est attribuable à l'effet des facteurs non observables.[14]

La figure 2b, pour la Suède, présente une courbe similaire, la probabilité conditionnelle de commencer un épisode d'a.-c. atteignant un sommet entre 20 et 21 ans. Les écarts entre ceux

---

les probabilités de fixer l'indicateur à 1 et à 0. Voir Greene (1997, pp. 875-79). La même mise en garde s'applique aux effets marginaux dans le modèle des probits discuté plus loin dans le cadre de la présentation des résultats figurant aux tableaux 7a et 7b.

[14] On a également estimé un modèle dans lequel le coefficient se rapportant aux recours antérieurs du père à l'a.-c. pouvait varier selon l'âge, mais ce modèle n'a pas produit de résultats statistiquement significatifs.

dont le père s'est prévalu du programme d'a.-c. et ceux dont le père n'a pas touché de telles prestations sont également les plus marqués au cours de ces années. Toutefois, l'écart d'environ deux points de pourcentage est presque entièrement attribuable aux facteurs non observables. En fait, comme l'indiquent les résultats apparaissant à la colonne (11) du tableau 3b, l'écart observé entre les deux premières lignes n'est pas statistiquement significatif.

Ces résultats sont présentés de façon détaillée aux tableaux 5a et 5b, qui indiquent les taux de risques et les taux de survie associés au modèle (12) du tableau 3a pour le Canada et au modèle (11) du tableau 3b pour la Suède. Selon les estimations de la fonction de survie établies à partir des données canadiennes, seulement 24 % environ des personnes dont le père a touché des prestations d'a.-c. antérieurement passeront le seuil de la trentaine sans se prévaloir du programme, comparativement à plus de 32 % dans le cas de leurs homologues dont le père n'a pas touché de prestations. Cet écart de huit points de pourcentage est à peu près également attribuable aux facteurs non observables et à l'influence causale du recours des parents à l'a.-c.

En Suède, une plus grande proportion des personnes faisant partie de l'échantillon atteignent l'âge de 28 ans sans avoir touché des prestations d'a.-c. : 47 % de celles dont le père ne s'est pas prévalu du programme et 38 % des personnes dont le père a touché des prestations.[15] Cet écart de neuf points de pourcentage s'explique presque entièrement par les facteurs non observables, ce qui laisse penser que, en Suède, l'influence du capital social (mesurée par le recours des parents à l'a.-c.) ne semble pas jouer un rôle important dans le déclenchement du premier épisode d'a.-c. du fils.

Le modèle des probits à effets aléatoires permet d'explorer la possibilité qu'un premier épisode d'a.-c. déclenche un long processus en augmentant les risques de recours répétés à l'a.-c. ultérieurement. Les estimations centrales établies dans le cadre de ce modèle figurent aux tableaux 6a et 6b. Là aussi, une série de modèles comptant des ensembles de plus en plus importants de covariables est présentée. Le modèle apparaissant à la colonne (1) comporte une seule covariable, soit l'indicateur des recours antérieurs de la personne à l'a.-c. Pour le Canada, le coefficient des probits estimé de 0,31 ne diminue que légèrement (pour s'établir à 0,28) lorsque l'indicateur des recours antérieurs des parents à l'a.-c. est intégré au modèle. Dans ce modèle, l'apprentissage individuel prévaut sur l'apprentissage social. Toutefois, l'inclusion de l'interaction entre ces termes à la colonne (3) donne des résultats qui peuvent laisser penser que l'apprentissage individuel est nettement moins important et qu'il est dominé par l'apprentissage social. Le fait d'avoir un père ayant touché des prestations d'a.-c. antérieurement réduit de moitié environ l'incidence indépendante de s'être soi-même prévalu du programme par le passé. En d'autres termes, l'incidence des recours antérieurs sur la probabilité de recours ultérieurs est atténuée par le fait d'avoir un parent qui a fait appel au régime d'a.-c. Ces résultats sont encore plus concluants lorsqu'on introduit des variables de contrôle de l'âge dans le modèle. Les résultats apparaissant à la colonne (4) indiquent que le recours antérieur de la personne dans les modèles (1) à (3) est, dans une large mesure, un facteur substitutif pour l'âge, le coefficient ne correspondant qu'au tiers et étant complètement dominé par le terme d'interaction avec le recours des parents. Dans ce modèle, l'apprentissage individuel accroît la fréquence des recours à l'a.-c. seulement si le parent n'a pas touché de prestations d'a.-c. L'ajout des covariables associées à la région de résidence de la personne (variables de contrôle liées au taux de chômage,

[15] Pour le Canada, les proportions correspondantes à 28 ans sont de 35 % et 26 %, respectivement.

à la générosité du régime d'a.-c., à la résidence en milieu rural et à la région) réduit légèrement la valeur du coefficient d'apprentissage social. Toutefois, ce dernier continue de s'établir à 0,23 ou 0,24 environ, et le coefficient d'apprentissage individuel en représente les six ou sept dixièmes environ.

L'ajout des variables de contrôle de la situation familiale, notamment le revenu permanent des parents, réduit quelque peu les deux coefficients, sans changer sensiblement leur importance relative. Dans ce modèle, les indicateurs de la région de résidence continuent de jouer un rôle statistiquement significatif, même lorsque la région de résidence de la personne lorsqu'elle était enfant est incluse dans le modèle. Les résultats du modèle complet figurent à la colonne (13). Dans ce modèle, l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients associés à l'apprentissage individuel et au capital social sont égaux serait incorrectement rejetée avec une probabilité de 0,0256. L'hypothèse nulle voulant que l'apprentissage individuel et le terme d'interaction équivalent à 0 ait une valeur prédictive plus élevée, à savoir 0,0786. Il est possible que le coefficient associé à l'apprentissage individuel continue d'augmenter la probabilité de connaître une période d'a.-c. dans les cas où le père s'est antérieurement prévalu du programme d'a.-c., mais cet effet est faible, l'estimation la plus élevée de l'incidence s'établissant à 0,04.

Les résultats suédois sont différents : l'apprentissage individuel domine l'apprentissage social. Le coefficient lié aux recours antérieurs de la personne à la colonne (1) s'établit à 0,441 et il est supérieur à l'estimation tirée des données canadiennes. Ce coefficient reste pratiquement inchangé lorsque des variables de contrôle associées aux recours antérieurs du père et à l'interaction entre les deux variables sont intégrées au modèle. En fait, le terme d'interaction n'est en aucun cas statistiquement significatif. Une fois que des variables permettant de tenir compte de l'âge sont incluses dans le modèle, le coefficient estimé lié aux recours antérieurs de la personne est d'environ 0,3 et bouge peu lorsque des variables de contrôle relatives à d'autres caractéristiques individuelles sont introduites. Parallèlement, l'estimation associée aux recours antérieurs du père au programme diminue avec l'ajout de chaque caractéristique individuelle au modèle et s'établit à 0,18 dans le modèle (9). L'ajout des variables relatives à la situation familiale fait baisser la valeur des deux coefficients, le coefficient de la variable de contrôle de l'apprentissage individuel diminuant moins que celui lié à l'apprentissage social. Dans le modèle complet, ces deux coefficients s'établissent à 0,264 et 0,145. Ils sont statistiquement différents, avec un niveau marginal de probabilité de 0,001.

Les résultats complets de ce modèle de même que les effets marginaux connexes pour les deux pays figurent aux tableaux 7a et 7b. Au Canada, les recours antérieurs de la personne à l'a.-c. augmentent la probabilité de recours ultérieurs de 1,9 point de pourcentage. Cependant, si le père a touché des prestations d'a.-c. par le passé, cette probabilité s'accroît de 2,8 points de pourcentage et fait tomber l'incidence des recours antérieurs de la personne à environ 0,7 point de pourcentage seulement (0,0193-0,0127). En Suède, par contre, les recours antérieurs de la personne font monter la probabilité de recours ultérieurs de 4,6 points de pourcentage; si le père s'est prévalu du programme par le passé, la probabilité des recours ultérieurs augmente encore de 2,5 points de pourcentage. Les autres résultats reflètent les tendances présentées aux tableaux 4a et 4b quant à la période écoulée avant une première demande de prestations. Fait remarquable au Canada, les fils de pêcheurs affichent une probabilité de toucher des prestations d'a.-c. de neuf points de pourcentage plus élevée.

4. Conclusion

Notre analyse comparative des tendances longitudinales du recours à l'a.-c. au Canada et en Suède comporte deux volets. Nous analysons, au moyen de modèles de durée à temps discret, la période écoulée avant la première demande d'a.-c. en portant une attention particulière à l'incidence du recours du père à ce programme et en neutralisant l'hétérogénéité non observable par la prise en compte du moment des épisodes d'a.-c. du père. Nous modélisons également la séquence complète des recours à l'a.-c. sur une période de 12 à 15 ans (à partir de la fin des années 1970) à l'aide de modèles des probits à effets aléatoires et nous nous attachons au rôle relatif de la situation des parents et des recours antérieurs de la personne pour déterminer la probabilité de toucher des prestations d'a.-c. Nous cherchons ainsi à déterminer jusqu'à quel point les antécédents des parents amènent les enfants à se prévaloir de façon répétée du programme d'a.-c. de même que l'importance relative des recours antérieurs des personnes elles-mêmes au programme sur les recours ultérieurs une fois que l'influence parentale est également neutralisée.

L'analyse révèle, premièrement, une fréquence élevée du recours à l'a.-c. chez les jeunes hommes adultes tant au Canada qu'en Suède. Environ 75 % des jeunes hommes canadiens se sont prévalus du programme au moins une fois avant d'atteindre la trentaine comparativement à un peu plus de 60 % chez leurs homologues suédois. Cependant, on observe des différences appréciables dans ces proportions entre ceux dont le père a fait appel au programme à un moment donné et ceux dont le père n'a pas touché de prestations d'a.-c. : plus de 80 % des jeunes hommes canadiens dont le père a touché des prestations en ont touché eux aussi comparativement à 70 % environ pour ceux dont le père ne s'est pas prévalu du programme; en Suède, les chiffres correspondants sont d'environ 70 % et 58 %. Notre principal objectif consiste à déterminer dans quelle mesure ces écarts reflètent une corrélation des caractéristiques (observées et non observées) entre le père et le fils qui aurait une incidence sur le recours à l'a.-c. et dans quelle mesure ils reflètent une relation telle que le recours du père à l'a.-c. influe, d'une manière ou d'une autre, sur la probabilité du recours du fils à ce programme.

Au Canada, la fréquence d'une première demande d'a.-c. est conditionnée par la situation familiale. Les jeunes hommes dont le père a touché des prestations d'a.-c. antérieurement commencent généralement leur première période d'a.-c. plus tôt. Les antécédents parentaux accroissent également les probabilités de recours répétés à l'a.-c., peu importe l'expérience antérieure de la personne. L'apprentissage individuel du programme constitue un facteur important seulement lorsque la famille de la personne ne s'est pas prévalue du programme. En Suède, le premier épisode d'a.-c. n'est pas influencé de façon causale par la situation familiale. Cependant, une fois que la personne a fait appel au programme (ce qui est plus fréquent pour celles qui viennent de familles à faible revenu), l'apprentissage individuel s'impose comme une influence fort importante sur la probabilité de connaître d'autres épisodes d'a.-c. À titre d'exemple, au Canada, un tiers de l'écart d'environ 10 points de pourcentage au chapitre des recours à l'a.-c. entre les hommes dont le père a touché des prestations et ceux dont le père ne s'est pas prévalu du programme est attribuable à des différences dans les caractéristiques observables et un tiers, à des différences dans les caractéristiques non observables. Le dernier tiers de cet écart est imputable à l'apprentissage social lié aux antécédents familiaux. En outre, les recours antérieurs de la personne à l'a.-c. accroissent la probabilité de recours ultérieurs (d'environ deux points de pourcentage), mais seulement dans le cas des personnes dont le père ne s'est pas prévalu du programme. Lorsque le père a touché des prestations d'a.-c., la

probabilité de recours ultérieurs est plus élevée (d'environ trois points de pourcentage), et les recours antérieurs de la personne n'exercent plus une influence importante. Par contre, en Suède, la corrélation entre les recours à l'a.-c. du père et du fils est entièrement attribuable à la corrélation des influences observables et non observables. La probabilité de commencer un épisode d'a.-c. à la fin de la vingtaine, à condition de ne pas s'être prévalu du programme avant cet âge, est similaire dans les deux pays, mais, en règle générale, les jeunes hommes suédois sont moins susceptibles de commencer une période d'a.-c. que ne le sont leurs homologues canadiens. La seule exception à ce chapitre se produit lorsque les personnes ont environ 18 ans, les Suédois étant plus susceptibles de toucher des prestations à cet âge. De plus, si le recours subséquent au programme est plus élevé lorsque le père a touché des prestations par le passé, les recours antérieurs de la personne exercent une influence nettement plus forte sur les recours ultérieurs. En Suède, les probabilités de se prévaloir du programme d'a.-c. au cours d'une année ou d'une autre sont plus élevées de près de cinq points de pourcentage lorsque la personne a touché des prestations antérieurement. L'apprentissage individuel, et non l'apprentissage social, est l'influence dominante permettant de déterminer les recours répétés au programme suédois.

Tableau 1
CORRÉLATION ENTRE LES RECOURS DU PÈRE ET DU FILS À L'A.-C. AU CANADA ET EN SUÈDE

	Pères					
	Pas de recours à l'a.-c.		Recours à l'a.-c.		Total	
Fils	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%
1. Canada						
Pas de recours à l'a.-c.	1 064	29,7	516	18,9	1 580	25,1
Recours à l'a.-c.	2 519	70,3	2 209	81,1	4 728	74,9
Total	3 583		2 725		6 308	
2. Suède						
Pas de recours à l'a.-c.	1 198	42,3	318	31,7	1 516	39,5
Recours à l'a.-c.	1 635	57,7	684	68,3	2 319	60,5
Total	2 833		1 002		3 835	

Tableau 2a

STATISTIQUES DESCRIPTIVES POUR L'ANALYSE DE LA PÉRIODE ÉCOULÉE AVANT LE PREMIER ÉPISODE D'A.-C. ET TENDANCES LONGITUDINALES DU RECOURS À L'A.-C. AU CANADA

	Période écoulée avant le premier épisode d'a.-c.		Tendances longitudinales du recours à l'a.-c.	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Recours de la personne à l'a.-c.			0,2161	
Recours antérieur de la personne à l'a.-c.			0,4324	
Recours antérieur du père à l'a.-c.	0,2390		0,3195	
Recours antérieurs du père et du fils à l'a.-c.			0,1838	
Variable dépendante décalée			0,2042	
Recours ultérieur du père à l'a.-c.	0,2897			
Âge (en décennies)			2,350	0,4610
Âge au carré			5,734	2,175
Marié	0,1323		0,2314	
Indice provincial de générosité de l'a.-c.	1,035	0,2175	0,9855	0,2324
Taux provincial de chômage	9,6	2,8	9,8	2,8
Résidence en région rurale	0,2110		0,2326	
Région de résidence (catégorie de référence : région métropolitaine de Toronto				
Terre-Neuve	0,0167		0,0220	
Nouvelle-Écosse	0,0347		0,0370	
Île-du-Prince-Édouard	0,0037		0,0048	
Nouveau-Brunswick	0,0251		0,0295	
Est du Québec	0,0706		0,0769	
Montréal métropolitain	0,0784		0,0765	
Ouest du Québec	0,0867		0,1004	
Est de l'Ontario	0,0708		0,0633	
Centre de l'Ontario	0,1226		0,1129	
Sud-ouest de l'Ontario	0,0864		0,0839	
Nord de l'Ontario	0,0313		0,0319	
Manitoba	0,0444		0,0425	
Saskatchewan	0,0400		0,0412	
Alberta	0,0887		0,0919	
Colombie-Britannique	0,0877		0,0973	
Situation familiale				
Revenu permanent des parents ($10,000s)	3,9577	7,2931	3,4947	5,8719
Revenu agricole	0,0765		0,0774	
Revenu de pêche	0,00388		0,008532	
Revenu de travail autonome	0,1506		0,1457	
Revenu de biens	0,6240		0,5877	
Résidence en région rurale à 15 ans	0,2386		0,2766	
Région de résidence à 15 ans (catégorie de référence : région métropolitaine de Toronto)				
Terre-Neuve	0.0180		0,0269	
Nouvelle-Écosse	0.0350		0,0385	
Île-du-Prince-Édouard	0.0039		0,0057	
Nouveau-Brunswick	0.0266		0,0319	
Est du Québec	0,0733		0.0818	
Montréal métropolitain	0.0815		0,0795	
Ouest du Québec	0.0882		0,0992	
Est de l'Ontario	0,0710		0,0640	
Centre de l'Ontario	0,1119		0,0996	
Sud-ouest de l'Ontario	0,0856		0,0833	
Nord de l'Ontario	0.0355		0,0356	
Manitoba	0.0478		0.0468	
Saskatchewan	0.0435		0,0464	
Alberta	0,0828		0,0838	
Colombie-Britannique	0,0832		0.0883	
Territoires du Nord-Ouest	0.0004		0,0003	
Yukon	0,0001		0.0001	
Nombre d'années-personnes	57 208		100 795	
Nombre de personnes	6 308		6 308	

Le revenu permanent des parents est mesuré en dollars constants de 1986; cependant, dans l'analyse économétrique, ce revenu a été normalisé de façon à ce que la moyenne équivaille à 0 et l'écart-type, à 1. L'analyse de la période écoulée avant le premier épisode d'a.-c. comprend également une série de variables-indicateurs relatives à l'âge. Les proportions de celles-ci dans l'échantillon sont les suivantes :
16 ans, 0,1101; 17 ans, 0,1095; 18 ans, 0,1075; 19 ans, 0,1015; 20 ans, 0,0877; 21 ans, 0,0741; 22 ans, 0,0633; 23 ans, 0,0545; 24 ans, 0,0486; 25 ans, 0,0440; 26 ans, 0,0402; 27 ans, 0,0364; 28 ans, 0,0334; 29 ans, 0,0311; 30 ans, 0,0295.

Tableau 2b

STATISTIQUES DESCRIPTIVES POUR L'ANALYSE DE LA PÉRIODE ÉCOULÉE AVANT LE PREMIER ÉPISODE D'A.-C. ET TENDANCES LONGITUDINALES DU RECOURS À L'A.-C. EN SUÈDE

	Période écoulée avant le premier épisode d'a.-c.		Tendances longitudinales du recours à l'a.-c.	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Recours de la personne à l'a.-c.			0,161	
Recours antérieur de la personne à l'a.-c.			0,312	
Recours antérieur du père à l'a.-c.	0,125		0,162	
Recours antérieurs du père et du fils à l'a.-c.			0,076	
Variable dépendante décalée			0,144	
Recours ultérieur du père à l'a.-c.	0,148		0,141	
Âge (en décennies)			2,284	0,434
Âge au carré			5,403	2,011
Marié	0,062		0,090	
Variable fictive de l'indice de générosité de l'a.-c.	0,132		0,207	
Taux de chômage	6,887	3,640	7, 903	4,267
Région de résidence				
Comté de Stockholm	0,219		0,186	
Comté de Göteborg	0,095		0,090	
Comté de Malmöhus	0,097		0,097	
Comtés forestiers	0,132		0,162	
Autres comtés	0,456		0,465	
Situation familiale				
Revenu permanent des parents	5,1017	2,8459	4,9034	2,6770
Revenu agricole	0,071		0,069	
Revenu de travail autonome	0,117		0,117	
Revenu positif de biens	0,233		0,213	
Revenu négatif de biens	0,681		0,698	
Région de résidence à 15 ans				
Comté de Stockholm	0,202		0,167	
Comté de Göteborg	0,093		0,085	
Comté de Malmöhus	0,095		0,094	
Comtés forestiers	0,142		0,173	
Autres comtés	0,468		0,480	
Nombre d'années-personnes	38 295		55 650	
Nombre de personnes	3 835		3 835	

Dans l'analyse économétrique, le revenu permanent des parents a été normalisé de façon à ce que la moyenne équivaille à 0 et l'écart-type, à 1. L'analyse de la période écoulée avant le premier épisode d'a.-c. comprend également une série de variables-indicateurs relatives à l'âge. Les proportions de celles-ci dans l'échantillon sont les suivantes :
16 ans, 0,0741; 17 ans, 0,0740; 18 ans, 0,0742; 19 ans, 0,0740; 20 ans, 0,0741; 21 ans, 0,0740; 22 ans, 0,0739; 23 ans, 0,0740; 24 ans, 0,0739; 25 ans, 0,0739; 26 ans, 0,0740; 27 ans, 0,0741; 28 ans, 0,0623.

Tableau 3a

PÉRIODE ÉCOULÉE AVANT LE PREMIER ÉPISIODE D'A.-C. CHEZ LES HOMMES CANADIENS: SOMMAIRE DES ESTIMATIONS LOGITS DE LA FONCTION DE RISQUES

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Recours antérieur du père à l'a.-c.	0,410	0,338	0,340	0,334	0,327	0,313	0,321	0,245	0,246	0,244	0,245	0,248
Recours ultérieur du père à l'a.-c.		0,172	0,173	0,155	0,149	0,151	0,153	0,139	0,137	0,137	0,137	0,135
Valeur prédictive – test d'égalité		0,009	0,009	0,005	0,005	0,011	0,009	0,104	0,093	0,102	0,102	0,085
Autres variables de contrôle visant la personne												
Âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
État matrimonial			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Indice provincial de générosité de l'a.-c.				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Taux provincial de chômage					✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Résidence en région rurale						✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Région de résidence							✓	✓	✓	✓	✓	
Autres variables de contrôle visant la situation familiale												
Revenu permanent des parents								✓	✓	✓	✓	✓
Sources du revenu du père									✓	✓	✓	✓
Résidence en région rurale à 15 ans										✓	✓	✓
Région de résidence à 15 ans											✓	✓
- logarithme du rapport des vraisemblances	15048,9	15038,5	15030,3	14952,3	14929,7	14863,8	14825,5	14743,2	14708,9	14705,8	14691,1	14702,8

Les coefficients déclarés sont établis à partir d'un modèle logit du taux de risques jusqu'au premier épisode d'a.-c. et ont tous une valeur prédictive inférieure à 0,001. Les erreurs-types tiennent compte de la répartition en grappes entre les personnes et sont robustes en regard de l'hétéroscédasticité. La région de résidence se rapporte à 16 régions provinciales ou infraprovinciales définies en fonction du premier chiffre du code postal. Le revenu permanent des parents correspond à la moyenne du revenu total des parents sur une période de 20 ans, tandis que les sources de revenu du père incluent des variables- indicateurs permettant de déterminer si le père a déclaré des revenus agricoles, des revenus de pêche, des revenus de travail autonome ou des revenus de biens lorsque le fils était âgé de 15 à 16 ans. Le test de Wald relatif à la signification des indicateurs de la région de résidence dans le modèle (11) produit un $\chi^2(15)$ de 20,7 et une valeur prédictive connexe de 0,146. Un test similaire permettant de déterminer si les coefficients des variables de contrôle de la région de résidence à 15 ans sont conjointement égaux à 0 produit une statistique $\chi^2(17)$ de 137,6 et une valeur prédictive inférieure à 0,0001.

Le nombre d'observations s'établit à 57 208, et celles-ci visent 6 308 personnes.

Tableau 3b

PÉRIODE ÉCOULÉE AVANT LE PREMIER ÉPISIODE D'A.-C. CHEZ LES HOMMES SUÉDOIS : SOMMAIRE DES ESTIMATIONS LOGITS DE LA FONCTION DE RISQUES

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Recours antérieur du père à l'a.-c.	0,465	0,400	0,399	0,390	0,320		0,318	0,280	0,240		0,240	
Recours ultérieur du père à l'a.-c.		0,245	0,247	0,257	0,184		0,179	0,195	0,190		0,182	
Valeur prédictive – test d'égalité		0,115	0,121	0,159	0,170		0,163	0,456	0,617		0,538	
Autres variables de contrôle visant la personne												
Âge	✓	✓	✓	✓	✓		✓	✓	✓		✓	
État matrimonial			✓	✓	✓		✓	✓	✓		✓	
Indice de générosité de l'a.-c.				✓	✓		✓	✓	✓		✓	
Taux de chômage					✓		✓	✓	✓		✓	
Résidence en région rurale												
Région de résidence							✓	✓	✓		✓	
Autres variables de contrôle visant la situation familiale												
Revenu permanent								✓	✓		✓	
Sources du revenu du père									✓		✓	
Résidence en région rurale à 15 ans											✓	
Région de résidence à 15 ans											✓	
- logarithme du rapport des vraisemblances	7 844,4	7 836,5	7 834,6	7 829,3	7 675,4		7 662,6	7 639,7	7 612,4		7 587,4	

Les coefficients déclarés sont établis à partir d'un modèle logit du taux de risques jusqu'au premier épisode d'a.-c. et ont tous une valeur prédictive inférieure à 0,001. La région de résidence fait référence à cinq régions différentes composées de divers comtés. Le revenu permanent correspond à la moyenne du revenu total des parents sur une période de 18 ans, tandis que les sources de revenu du père incluent des variables-indicateurs permettant de déterminer si le père a déclaré des revenus agricoles, des revenus de travail autonome ou des revenus de biens lorsque le fils était âgé de 15 à 16 ans.

Le nombre d'observations s'établit à 35 488, et celles-ci visent 3 835 personnes.
Les modèles (6) et (10) ne sont pas estimés, la résidence en région rurale n'étant pas indiquée dans les données suédoises.

Tableau 4a
ESTIMATIONS LOGITS DU TAUX DE RISQUES ASSOCIÉ À LA PÉRIODE ÉCOULÉE AVANT LE PREMIER ÉPISODE D'A.-C., CANADA, HOMMES ÂGÉS DE 16 À 30 ANS

	Coefficient	Erreur-type robuste	Valeur prédictive	Effet marginal
Recours antérieur du père à l'a.-c.	0,248	0,040	0,000	0,0125
Recours ultérieur du père à l'a.-c.	0,135	0,039	0,000	0,0068
Marié	-0,248	0,062	0,000	-0,0125
Indice provincial de générosité de l'a.-c.	0,274	0,193	0,156	0,0138
Taux provincial de chômage	0,035	0,013	0,009	0,0018
Résidence en région rurale	0,231	0,061	0,000	0,0116
Situation familiale				
Revenu permanent des parents	-0,344	0,059	0,000	-0,0173
Revenu agricole	-0,087	0,067	0,195	-0,0044
Revenu de pêche	0,933	0,246	0,000	0,0470
Revenu de travail autonome	0,072	0,046	0,111	0,0036
Revenu de biens	-0,204	0,037	0,000	-0,0103
Résidence en région rurale à 15 ans	0,105	0,059	0,078	0,0053
Région de résidence à 15 ans (catégorie de référence : région métropolitaine de Toronto)				
Terre-Neuve	0,648	0,161	0,000	0,0326
Nouvelle-Écosse	0,320	0,106	0,003	0,0161
Île-du-Prince-Édouard	0,644	0,279	0,021	0,0324
Nouveau-Brunswick	0,457	0,121	0,000	0,0230
Est du Québec	0,478	0,084	0,000	0,0241
Montréal métropolitain	0,324	0,088	0,000	0,0163
Ouest du Québec	0,508	0,085	0,000	0,0255
Est de l'Ontario	0,243	0,083	0,004	0,0122
Centre de l'Ontario	0,279	0,076	0,000	0,0140
Sud-ouest de l'Ontario	0,445	0,079	0,000	0,0224
Nord de l'Ontario	0,417	0,105	0,000	0,0210
Manitoba	0,379	0,097	0,000	0,0191
Saskatchewan	0,629	0,010	0,000	0,0316
Alberta	0,531	0,082	0,000	0,0267
Colombie-Britannique	0,521	0,086	0,000	0,0262
Territoires du Nord-Ouest	-0,746	0,939	0,427	-0,0375
Yukon	1,454	0,103	0,000	0,0732
Constante	-6 444	0 227	0 000	
- logarithme du rapport des vraisemblances	14 702,82			
Nombre d'années-personnes	57 208			

Les autres variables de contrôle comprennent un ensemble de variables-indicateurs pour chacun des âges de 17 à 30 ans. Le nombre d'observations s'établit à 57 208, celles-ci visant 6 308 personnes. Les erreurs-types sont robustes en regard de l'hétéroscédasticité et tiennent compte de la répartition en grappes des observations selon les personnes. Les effets marginaux sont calculés selon $\Lambda(\beta'\mathbf{x})[1-\Lambda(\beta'\mathbf{x})]\,\beta$, où $\Lambda(\,)$ représente la distribution logistique de probabilités, β, le vecteur des coefficients estimés et $\mathbf{x}$, les moyennes des covariables dans l'échantillon (les covariables-indicateurs étant aussi établies en fonction de leur proportion dans l'échantillon). En fait, ces effets marginaux sont des approximations de l'incidence des covariables binaires dans le modèle.

Tableau 4b

ESTIMATIONS LOGITS DU TAUX DE RISQUES ASSOCIÉ À LA PÉRIODE ÉCOULÉE AVANT LE PREMIER ÉPISODE D'A.-C., SUÈDE, HOMMES ÂGÉS DE 16 À 28 ANS

	Coefficient	Erreur-type robuste	Valeur prédictive	Effet marginal
Recours antérieur du père à l'a.-c.	0,244	0,063	0,000	0,0088
Recours ultérieur du père à l'a.-c.	0,182	0,063	0,004	0,0066
Marié	0,075	0,118	0,528	0,0027
Indice de générosité de l'a.-c.	-0,351	0,137	0,010	-0,0127
Taux de chômage	0,113	0,012	0,000	0,0041
Situation familiale				
Revenu permanent des parents	-0,191	0,027	0,000	-0,0069
Revenu agricole	-0,268	0,098	0,006	-0,0097
Revenu de travail autonome	0,007	0,069	0,914	0,0002
Revenu positif de biens	-0,248	0,094	0,008	-0,0089
Revenu négatif de biens	0,067	0,084	0,421	0,0024
Région de résidence (catégorie de référence : comté de Stockholm)				
Göteborg	0,668	0,219	0,002	0,0241
Malmö	0,432	0,259	0,096	0,0156
Comtés forestiers	0,512	0,229	0,025	0,0185
Autres comtés	0,342	0,162	0,035	0,0123
Région de résidence à 15 ans (catégorie de référence : comté de Stockholm)				
Göteborg	-0,646	0,228	0,005	-0,0233
Malmö	-0,143	0,261	0,582	-0,0052
Comtés forestiers	-0,017	0,215	0,937	-0,0006
Autres comtés	-0,068	0,157	0,666	-0,0024
Constante	-7,623	0,461	0,000	
- logarithme du rapport des vraisemblances	7 587,36			
Nombre d'années-personnes	35 488			

Les autres variables de contrôle comprennent un ensemble de variables-indicateurs pour chacun des âges de 17 à 28 ans. Le nombre d'observations s'établit à 35 488, celles-ci visant 3 835 personnes. Les erreurs-types sont robustes en regard de l'hétéroscédasticité et tiennent compte de la répartition en grappes des observations selon les personnes. Les effets marginaux sont calculés selon la formule figurant à la note du tableau 4a.

Tableau 5a
ESTIMATION DES TAUX DE RISQUES ET DE SURVIE :
PÉRIODE ÉCOULÉE AVANT LE PREMIER ÉPISODE D'A.-C., CANADA

Âge	Taux de risques			Taux de survie		
	Pas de recours du père à l'a.-c.	Recours ultérieur du père à l'a.-c.	Recours antérieur du père à l'a.-c.	Pas de recours du père à l'a.-c.	Recours ultérieur du père à l'a.-c.	Recours antérieur du père à l'a.-c.
16	0,0041	0,0047	0,0052	0,9959	0,9953	0,9948
17	0,0152	0,0174	0,0194	0,9807	0,9780	0,9754
18	0,0452	0,0514	0,0572	0,9364	0,9277	0,9196
19	0,1154	0,1299	0,1432	0,8283	0,8072	0,7879
20	0,1320	0,1483	0,1631	0,7189	0,6875	0,6594
21	0,1250	0,1405	0,1546	0,6291	0,5909	0,5575
22	0,1168	0,1314	0,1448	0,5556	0,5132	0,4767
23	0,0914	0,1033	0,1142	0,5048	0,4602	0,4223
24	0,0784	0,0887	0,0983	0,4652	0,4194	0,3808
25	0,0737	0,0834	0,0925	0,4310	0,3844	0,3456
26	0,0776	0,0878	0,0973	0,3975	0,3506	0,3119
27	0,0705	0,0799	0,0886	0,3695	0,3226	0,2843
28	0,0568	0,0644	0,0716	0,3485	0,3018	0,2640
29	0,0421	0,0479	0,0533	0,3339	0,2874	0,2499
30	0,0299	0,0340	0,0379	0,3239	0,2776	0,2404

Note : Dans le modèle (12) du tableau 3a, les taux de risques sont calculés en fonction des moyennes des autres covariables de l'échantillon selon l'âge.

Tableau 5b
ESTIMATION DES TAUX DE RISQUES ET DE SURVIE :
PÉRIODE ÉCOULÉE AVANT LE PREMIER ÉPISODE D'A.-C., SUÈDE

Âge	Taux de risques			Taux de survie		
	Pas de recours du père à l'a.-c.	Recours ultérieur du père à l'a.-c.	Recours antérieur du père à l'a.-c.	Pas de recours du père à l'a.-c.	Recours ultérieur du père à l'a.-c.	Recours antérieur du père à l'a.-c.
16	0,0011	0,0013	0,0014	0,9989	0,9987	0,9986
17	0,0119	0,0142	0,0151	0,9870	0,9845	0,9835
18	0,0670	0,0793	0,0839	0,9209	0,9064	0,9010
19	0,0635	0,0752	0,0796	0,8624	0,8383	0,8293
20	0,0896	0,1056	0,1116	0,7851	0,7498	0,7367
21	0,0916	0,1086	0,1139	0,7132	0,6683	0,6528
22	0,0578	0,0685	0,0726	0,6720	0,6225	0,6054
23	0,0615	0,0729	0,0772	0,6306	0,5772	0,5587
24	0,0497	0,0590	0,0625	0,5993	0,5431	0,5238
25	0,0533	0,0633	0,0670	0,5674	0,5087	0,4887
26	0,0667	0,0790	0,0836	0,5295	0,4685	0,4478
27	0,0617	0,0732	0,0774	0,4968	0,4343	0,4132
28	0,0547	0,0649	0,0687	0,4697	0,4061	0,3848

Note : Dans le modèle (11) du tableau 3b, les taux de risques sont calculés en fonction des moyennes des autres covariables de l'échantillon selon l'âge.

Tableau 6a

INCIDENCE DE L'APPRENTISSAGE INDIVIDUEL ET DU CAPITAL SOCIAL SUR LA PROBABILITÉ DU RECOURS À L'A.-C.
SOMMAIRE DES ESTIMATIONS À PARTIR DES MODÈLES DES PROBITS À EFFETS ALÉATOIRES VISANT LES HOMMES CANADIENS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
Recours antérieur de la personne à l'a.-c.	0,310	0,277	0,331	0,113	0,116	0,149	0,148	0,162	0,164	0,148	0,146	0,140	0,134
Recours antérieur du père à l'a.-c.		0,200	0,294	0,269	0,270	0,238	0,238	0,229	0,230	0,197	0,195	0,193	0,193
Recours du père et du fils à l'a.-c.			-0,159	-0,103	-0,102	-0,096	-0,095	-0,093	-0,094	-0,083	-0,086	-0,087	-0,089
Caractéristiques de la personne													
Âge et âge au carré				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
État matrimonial					✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Taux provincial de chômage						✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Indice provincial de générosité de l'a.-c.							✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Résidence en région rurale								✓	✓	✓	✓	✓	✓
Région de résidence									✓	✓	✓	✓	✓
Situation familiale													
Revenu permanent des parents										✓	✓	✓	✓
Sources du revenu du père											✓	✓	✓
Résidence en région rurale à 15 ans												✓	✓
Région de résidence à 15 ans													✓
- logarithme du rapport des vraisemblances	39 267,3	39 153,6	39 130,4	38 218,7	38 185,8	37 765,0	37 762,0	37 668,4	37 599,5	37 516,3	37 450,2	37 428,3	37 414,2

La variable dépendante est un indicateur 0-1 permettant de déterminer si la personne a touché des prestations d'a.-c. au cours d'une année donnée. Les coefficients déclarés sont établis au moyen d'un modèle des probits à effets aléatoires dans le cadre duquel on présume que l'hétérogénéité individuelle non observée suit une distribution normale. Tous les coefficients déclarés ont une valeur prédictive inférieure à 0,000.

Le nombre d'observations s'établit à 100 795, ce qui représente des observations annuelles visant 6 308 personnes de l'âge de 16 ans à l'âge de 31 ans.

Tous les modèles comprennent une valeur décalée de la variable dépendante. La région de résidence se rapporte à 16 régions provinciales ou infraprovinciales définies en fonction du premier chiffre du code postal. La résidence en région rurale est établie en fonction du deuxième chiffre du code postal. Le revenu permanent des parents correspond à la moyenne du revenu total des parents sur une période de 20 ans, tandis que les sources de revenu du père incluent quatre variables-indicateurs permettant de déterminer si le père a déclaré des revenus agricoles, des revenus de pêche, des revenus de travail autonome ou des revenus de biens lorsque le fils était âgé de 15 à 16 ans.

Tableau 6b

INCIDENCE DE L'APPRENTISSAGE INDIVIDUEL ET DU CAPITAL SOCIAL SUR LA PROBABILITÉ DU RECOURS À L'A.-C.
SOMMAIRE DES ESTIMATIONS À PARTIR DES MODÈLES DES PROBITS À EFFETS ALÉATOIRES VISANT LES HOMMES SUÉDOIS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
Recours antérieur de la personne à l'a.-c.	0,441	0,420	0,437	0,297	0,299	0,317	0,296		0,290	0,275	0,261		0,264
Recours antérieur du père à l'a.-c.		0,217	0,260	0,231	0,230	0,179	0,175		0,180	0,156	0,144		0,145
Recours du père et du fils à l'a.-c.			-0,085[n.s]	-0,057[n.s]	-0,057[n.s]	-0,050[n.s]	-0,051[n.s]		-0,052[n.s]	-0,043[n.s]	-0,035[n.s]		-0,041[n.s]
Caractéristiques de la personne													
Âge et âge au carré				✓	✓	✓	✓		✓	✓	✓		✓
État matrimonial					✓	✓	✓		✓	✓	✓		✓
Taux de chômage						✓	✓		✓	✓	✓		✓
Indice de générosité de l'a.-c.							✓		✓	✓	✓		✓
Résidence en région rurale													
Région de résidence									✓	✓	✓		✓
Situation familiale													
Revenu permanent des parents										✓	✓		✓
Sources du revenu du père											✓		✓
Résidence en région rurale à 15 ans													
Région de résidence à 15 ans													✓
- logarithme du rapport des vraisemblances	15 235,8	15 179,9	15 177,7	15 027,7	14 784,6	15 021,9	14 614,3		14 593,0	14 564,9	14 533,4		14 487,4

La variable dépendante est un indicateur 0-1 permettant de déterminer si la personne a touché des prestations d'a.-c. au cours d'une année donnée. Les coefficients déclarés sont établis au moyen d'un modèle des probits à effets aléatoires dans le cadre duquel on présume que l'hétérogénéité individuelle non observée suit une distribution normale. Tous les coefficients déclarés ont une valeur prédictive inférieure à 0,000, sauf ceux qui portent la mention [n.s].

Le nombre d'observations s'établit à 49 133, ce qui représente des observations annuelles visant 3 835 personnes de l'âge de 16 ans à l'âge de 28 ans.

Tous les modèles comprennent une valeur décalée de la variable dépendante. La région de résidence se rapporte à cinq régions différentes composées de divers comtés. Le revenu permanent correspond à la moyenne du revenu total des parents sur une période de 18 ans, tandis que les sources de revenu du père incluent des variables-indicateurs permettant de déterminer si le père a déclaré des revenus agricoles, des revenus de travail autonome ou des revenus de biens lorsque le fils était âgé de 15 à 16 ans.

Les modèles (8) et (12) n'ont pas été estimés, les données suédoises ne comprenant pas d'indicateur de résidence en région rurale.

Tableau 7a

ESTIMATIONS DES PROBITS À EFFETS ALÉATOIRES DE LA PROBABILITÉ DE RECOURS À L'A.-C.
HOMMES CANADIENS DE L'ÂGE DE 16 ANS À L'ÂGE DE 31 ANS

	Coefficient	Erreur-type robuste	Valeur prédictive	Effet marginal
Recours antérieur de la personne à l'a.-c.	0,134	0,022	0,000	0,0193
Recours antérieur du père à l'a.-c.	0,193	0,021	0,000	0,0278
Recours antérieurs du père et du fils à l'a.-c.	-0,089	0,025	0,000	-0,0127
Variable dépendante décalée	1,196	0,015	0,000	0,1720
Âge (en décennies)	7,522	0,212	0,000	
Âge au carré	-1,528	0,046	0,000	
Marié	-0,133	0,016	0,000	-0,0191
Indice provincial de générosité de l'a.-c.	0,030	0,060	0,612	0,0044
Taux provincial de chômage	0,066	0,004	0,000	0,0095
Résidence en région rurale	0,096	0,019	0,000	0,0138
Région de résidence (catégorie de référence : région métropolitaine de Toronto)				
Terre-Neuve	-0,290	0,090	0,001	-0,0417
Nouvelle-Écosse	-0,068	0,072	0,345	-0,0098
Île-du-Prince-Édouard	0,049	0,179	0,786	0,0070
Nouveau-Brunswick	0,023	0,084	0,782	0,0034
Est du Québec	0,110	0,078	0,157	0,0159
Montréal métropolitain	-0,026	0,067	0,700	-0,0037
Ouest du Québec	-0,017	0,067	0,796	-0,0025
Est de l'Ontario	0,036	0,054	0,509	0,0051
Centre de l'Ontario	0,021	0,039	0,591	0,0030
Sud-ouest de l'Ontario	0,141	0,053	0,008	0,0202
Nord de l'Ontario	0,117	0,070	0,095	0,0169
Manitoba	0,087	0,079	0,270	0,0125
Saskatchewan	0,305	0,076	0,000	0,0438
Alberta	0,074	0,056	0,187	0,0106
Colombie-Britannique	0,104	0,055	0,060	0,0149
Situation familiale				
Revenu permanent des parents	-0,133	0,015	0,000	-0,0192
Revenu agricole	-0,011	0,030	0,712	-0,0016
Revenu de pêche	0,632	0,080	0,000	0,0909
Revenu de travail autonome	0,026	0,021	0,227	0,0037
Revenu de biens	-0,117	0,016	0,000	-0,0168
Résidence en région rurale à 15 ans	0,121	0,022	0,000	0,0175

.../

Tableau 7a (suite)

ESTIMATIONS DES PROBITS À EFFETS ALÉATOIRES DE LA PROBABILITÉ DE RECOURS À L'A.-C.
HOMMES CANADIENS DE L'ÂGE DE 16 ANS À L'ÂGE DE 31 ANS

	Coefficient	Erreur-type robuste	Valeur prédictive	Effet marginal
Région de résidence à 15 ans (catégorie de référence : région métropolitaine de Toronto)				
Terre-Neuve	0,288	0,082	0,000	0,0414
Nouvelle-Écosse	0,129	0,075	0,084	0,0186
Île-du-Prince-Édouard	0,196	0,174	0,259	0,0282
Nouveau-Brunswick	0,187	0,085	0,028	0,0269
Est du Québec	0,165	0,080	0,039	0,0238
Montréal métropolitain	0,090	0,069	0,194	0,0129
Ouest du Québec	0,182	0,070	0,009	0,0261
Est de l'Ontario	0,074	0,059	0,209	0,0106
Centre de l'Ontario	0,114	0,045	0,011	0,0163
Sud-ouest de l'Ontario	0,010	0,057	0,081	0,0143
Nord de l'Ontario	0,139	0,073	0,055	0,0201
Manitoba	0,074	0,080	0,352	0,0107
Saskatchewan	0,102	0,078	0,190	0,0147
Alberta	0,161	0,061	0,009	0,0232
Colombie-Britannique	0,071	0,061	0,242	0,0102
Territoires du Nord-Ouest	-0,754	0,492	0,126	-0,1083
Yukon	0,317	0,545	0,561	0,0456
Constante	-11,1	0,238	0,000	
ln σ_v	-1,89	0,061	0,000	
σ_v	0,389	0,012		
P	0,132	0,0069		
- logarithme du rapport des vraisemblances	37 414,2			

Le nombre d'observations s'établit à 100 795, ce qui représente les observations annuelles visant 6 308 personnes de l'âge de 16 ans à l'âge de 31 ans.
La variable dépendante est un indicateur 0-1 permettant de déterminer si la personne a touché des prestations d'a.-c. au cours d'une année donnée. Les coefficients déclarés sont établis au moyen d'un modèle des probits à effets aléatoires dans le cadre duquel on présume que l'hétérogénéité individuelle non observée suit une distribution normale, avec un écart-type de σ_v. La proportion de la variance totale attribuable à la variance au niveau individuel est établie ainsi $\rho = \sigma_v^2/(1+\sigma_v)$. Le test du rapport des vraisemblances de l'hypothèse nulle, selon laquelle $\rho=0$, produit une statistique $\chi^2(1)$ de 610,5 et une valeur prédictive connexe inférieure à 0,0001. Les effets marginaux sont calculés selon $\varphi(\beta' x)\beta$, où $\varphi(\ )$ représente la fonction de densité normale, β, le vecteur des coefficients estimés et x, les moyennes des covariables dans l'échantillon (les variables-indicateurs étant aussi établies en fonction de leur proportion dans l'échantillon). En fait, ces effets marginaux sont des approximations de l'incidence des covariables binaires dans le modèle. La probabilité globale estimée de toucher des prestations d'a.-c. (en fonction des moyennes des covariables dans l'échantillon) est de 0,1438.

Tableau 7b
ESTIMATIONS DES PROBITS À EFFETS ALÉATOIRES DE LA PROBABILITÉ DE RECOURS À L'A.-C.
HOMMES SUÉDOIS DE L'ÂGE DE 16 ANS À L'ÂGE DE 28 ANS

	Coefficient	Erreur-type robuste	Valeur prédictive	Effet marginal
Recours antérieur de la personne à l'a.-c.	0,264	0,026	0,000	0,0464
Recours antérieur du père à l'a.-c.	0,145	0,030	0,000	0,0254
Recours antérieurs du père et du fils à l'a.-c.	-0,041	0,041	0,325	-0,0072
Variable dépendante décalée	1,440	0,026	0,000	0,2532
Âge (en décennies)	6,764	0,372	0,000	
Âge au carré	-1,501	0,084	0,000	
Marié	0,029	0,035	0,406	0,0051
Indice de générosité de l'a.-c.	-0,147	0,000	0,000	-0,0258
Taux de chômage	0,078	0,004	0,000	0,0136
Situation familiale				
Revenu permanent des parents	-0,080	0,010	0,000	-0,0140
Revenu agricole	-0,128	0,034	0,000	-0,0225
Revenu de travail autonome	-0,032	0,026	0,206	-0,0057
Revenu positif de biens	-0,092	0,033	0,005	-0,0162
Revenu négatif de biens	0,024	0,029	0,407	0,0042
Région de résidence (catégorie de référence : comté de Stockholm)				
Göteborg	0,102	0,079	0,197	0,0180
Malmö	0,136	0,082	0,099	0,0239
Comtés forestiers	0,170	0,068	0,013	0,0298
Autres comtés	0,108	0,056	0,055	0,0191
Région de résidence (catégorie de référence : comté de Stockholm)				
Göteborg	-0,141	0,082	0,086	-0,0247
Malmö	-0,082	0,084	0,327	-0,0144
Comtés forestiers	-0,116	0,064	0,068	-0,0204
Autres comtés	-0,090	0,055	0,104	-0,0159
Constante	-9,510	0,410	0,000	
$\ln \sigma_v$	-1,451	0,106	0,000	
σ_v	0,438	0,023		
P	1,61	0,014		
- logarithme du rapport des vraisemblances	14 487,4			

Le nombre d'observations s'établit à 48 920, ce qui représente les observations annuelles visant 3 818 personnes de l'âge de 16 ans à l'âge de 28 ans.
La variable dépendante est un indicateur 0-1 permettant de déterminer si la personne a touché des prestations d'a.-c. au cours d'une année donnée. Les coefficients déclarés sont établis au moyen d'un modèle des probits à effets aléatoires dans le cadre duquel on présume que l'hétérogénéité individuelle non observée suit une distribution normale, avec un écart-type de σ_v. La proportion de la variance totale attribuable à la variance au niveau individuel est établie ainsi $\rho = \sigma_v/(1+\sigma_v)$. Le test du rapport des vraisemblances de l'hypothèse nulle, selon laquelle $\rho=0$, produit une statistique $\chi^2(1)$ de 197,5 et une valeur prédictive connexe inférieure à 0,0001. Les effets marginaux sont calculés selon $\varphi(\beta'\bar{x})\beta$, où $\varphi(\ )$ représente la fonction de densité normale, β, le vecteur des coefficients estimés et $\bar{x}$, les moyennes des covariables dans l'échantillon (les variables-indicateurs étant aussi établies en fonction de leur proportion dans l'échantillon). En fait, ces effets marginaux sont des approximations de l'incidence des covariables binaires dans le modèle. La probabilité globale estimée de toucher des prestations d'a.-c. (en fonction des moyennes des covariables dans l'échantillon) est de 0,1002.

Figure 1

Aperçu schématique de la transmission intergénérationelle de la situation quant à l'a-c

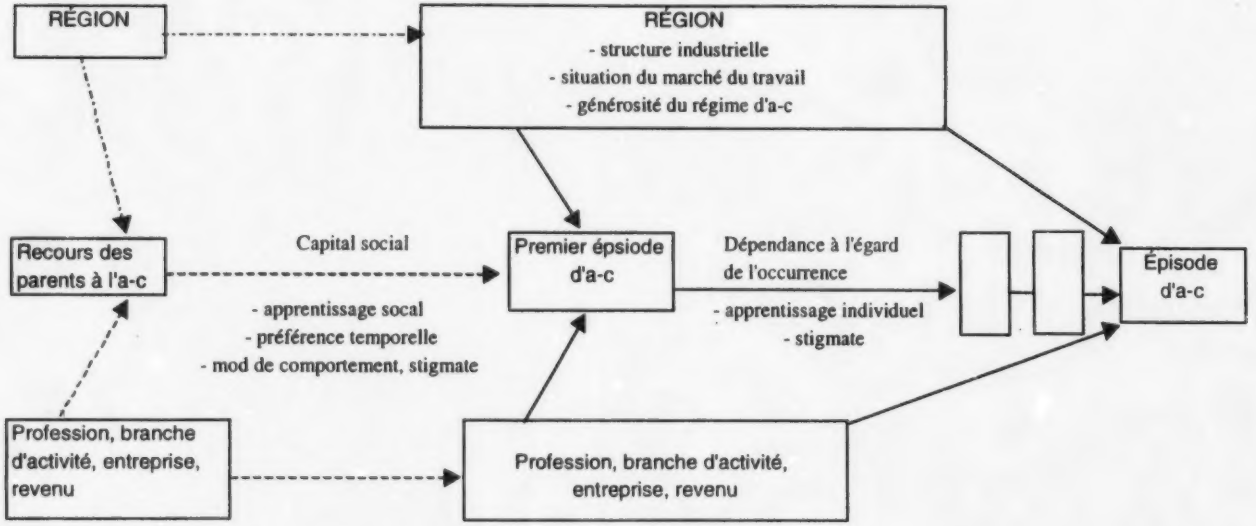


Figure 2a
Taux de risques estimés quant à la période précédant le premier recours à l'a.-c.
Hommes canadiens de 16 à 30 ans

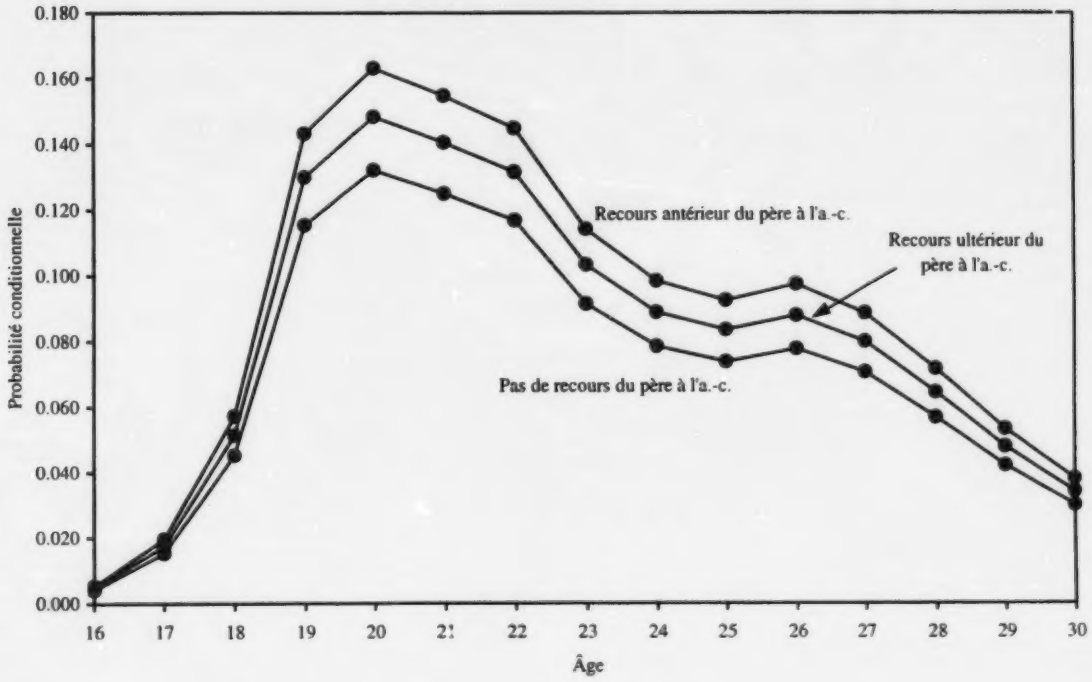
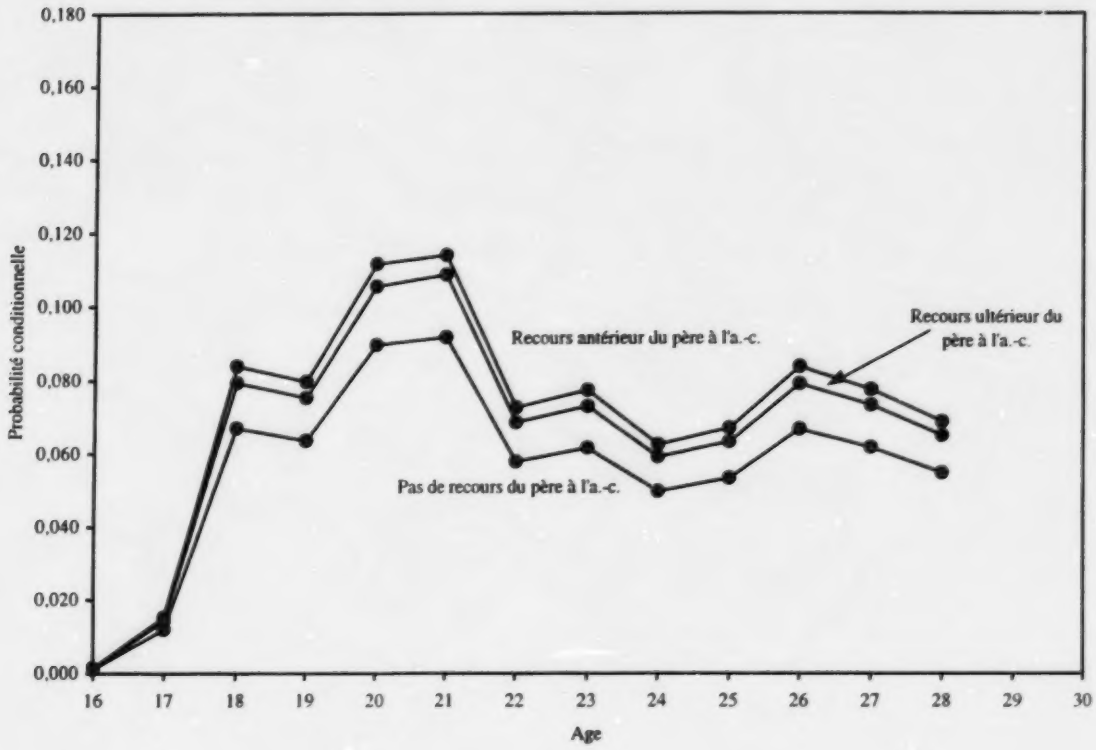


Figure 2b
Taux de risques estimés quant à la période précédant le premier recours à l'a.-c.
Homme suédois de 16 à 28 ans



Références

ACKUM AGELL, Susanne, Anders Björklund, et Anders Harkman (1995). "Unemployment Insurance, Labour Market Programmes and Repeated Unemployment in Sweden." *Swedish Economic Policy Review*. Vol.2, 101-128.

ANDERSON, Patricia M. et Bruce D. Meyer (1993). "The Unemployment Insurance Payroll Tax and Interindustry and Interfirm subsidies." Dans James M. Poterba (dir.). *Tax Policy and the Economy*. Volume 7. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research and MIT Press.

ANTEL, John J. (1992). "The Intergenerational Transfer of Welfare Dependency: Some Statistical Evidence." *Review of Economics and Statistics*. Vol. 74, No.3 (August) 467-73.

ATKINSON, A.B. et John Micklewright (1991). "Unemployment Compensation and Labour Market Transitions: A Critical Review." *Journal of Economic Literature*. Vol. 29 (Decembre) 1679-1727.

BECKER, Gary S. (1996). *Accounting for Tastes*. Cambridge, Massachusetts : Harvard University Press.

BECKER, Gary S. et Casey B. Mulligan (1997). "The Endogenous Determination of Time Preference." *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 112, No. 3 (August) 729-58.

BECKER , Gary S. et Kevin M. Murphy (1988). "A Theory of Rational Addiction." *Journal of Political Economy*. Vol. 96, No. 4 675-700. Publié comme chapitre 3 dans Becker (1996).

van den BERG, Axel, Bengt Furåker, et Leif Johansson (1997). *Labour Market Regimes and Patterns of Flexibility: A Sweden-Canada Comparison*. Lund: Arkiv förlag.

BJÖRKLUND, A. (1991). "The Economics of Unemployment Insurance: The Case of Sweden." Dans A. Björklund et al. (dir.). *Labour Market Policy and Unemployment Insurance*. Oxford : Clarendon Press.

CANADA (1995). Développement des ressources humaines Canada. Un système d'emploi pour le Canada du XXIe siècle : guide des dispositions législatives sur l'assurance-emploi. Ottawa : Approvisionnements et services Canada.

CORAK, Miles (1994). "Unemployment Insurance, Work Disincentives, and the Canadian Labor Market: An Overview." Dans Christopher Green, Fred Lazar, Miles Corak et Dominique M. Gross. *Unemployment Insurance: How to Make it Work*. Toronto : C.D. Howe Institute.

CORAK, Miles (1993a). "Unemployment Insurance Once Again: The Incidence of Repeat Participation in the Canadian UI Program." *Canadian Public Policy*. Vol. 19, No.2 (June) 162-76.

CORAK, Miles (1993b). "Is Unemployment Insurance Addictive? Evidence from the Benefit Durations of Repeat Users." *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 47, No.1 (October) 62-72.

CORAK, Miles (1992). "Traps and Vicious Circles: A Longitudinal Analysis of Participation in the Canadian Unemployment Insurance Program." Conseil économique du Canada, document de recherche n° 31. Ottawa : Conseil économique du Canada.

CORAK, Miles et Andrew Heisz (1999). "The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data." *Journal of Human Resources*. Vol. 34, n° 3 (Summer) 504-33.

CORAK, Miles et Andrew Heisz (1998). "Comment faire son chemin dans la vie : Quelques corrélats de la mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada." Dans Miles Corak (dir.), *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*. Ottawa : Statistique Canada, n° 89-553-XPB au catalogue.

CORAK, Miles et Wendy Pyper (1995). *Les travailleurs, les entreprises et l'assurance- chômage*. Ottawa : Statistique Canada, n° 73-505 au catalogue.

DUCLOS, Jean-Yves, Bernard Fortin, et Manon Rouleau (1999). "Une analyse économétrique de la dépendance inter-générationnelle à l'aide sociale." Université Laval. Document non publié.

DUNN, Thomas et Douglas Holtz-Eakin (1996). "Financial Capital, Human Capital, and the Transition to Self-Employment: Evidence from Intergenerational Links." Document de travail NBER n° 5622.

ELLISON, Glenn et Drew Fudenberg (1995). "Word-of-Mouth Communication and Social Learning." *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110, No. 1, 93-126.

ELLISON, Glenn et Drew Fudenberg (1993). "Rules of Thumb for Social Learning." *Journal of Political Economy*. Vol. 101, 612-43.

GREENE, William H. (1997). *Econometric Analysis*. Third Edition. Upper Saddle River, New Jersey : Prentice-Hall.

GOTTSCHALK, Peter (1996). "Is the correlation in welfare participation across generations spurious?" *Journal of Public Economics*. Vol. 63, No. 1 (December) 1-25.

GOTTSCHALK, Peter, Sara McLanahan, et Gary D. Sandefur (1994). "The Dynamics and Intergenerational Transmission of Poverty and Welfare Participation." Dans Sheldon H. Danziger, Gary D. Sandefur and Daniel H. Weinberg (dir.). *Confronting Poverty: Prescriptions for Change*. Cambridge Massachusetts : Harvard University Press and Russell Sage Foundation.

GUSTAFSSON, Björn et N. Anders Klevmarken (1993). "Taxes and Transfers in Sweden: Incentive Effects on Labour Supply." Dans *Welfare and Work Incentives*. New York : Oxford University Press.

HARRIS, Shelly et Daniela Lucaciu (1994). "An Overview of the T1FF Creation." LAD Reports, Reference Number 94-24-01 v1.2. Small Areas and Administrative Data Division. Ottawa : Statistique Canada.

HECKMAN, James J. (1981a). "Statistical Models for Discrete Panel Data." Dans Charles F. Manski et Daniel McFadden (dir.). *Structural Analysis of Discrete Data with Economic Applications.* Cambridge Massachusetts : The MIT Press.

HECKMAN, James J. (1981b). "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process." Dans Charles F. Manski et Daniel McFadden (dir.). *Structural Analysis of Discrete Data with Economic Applications.* Cambridge Massachusetts : The MIT Press.

HECKMAN, James J. et George Borjas (1980). "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions, and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence." *Economica.* Vol. 47, No. 187 (August) 247-83.

HOSMER, David W. et Stanley Lemeshow (1989). *Applied Logistic Regression.* New York: John Wiley & Sons.

JENKINS, Stephen P. (1995). "Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics.* Vol. 57, No. 1, 129-38,

KALBFLEISCH, John D. et Robert L. Prentice (1980). *The Statistical Analysis of Failure Time Data.* New York: Wiley and Sons.

LEMIEUX, Thomas et W. Bentley MacLeod (1998). "Supply Side Hysterisis: The Case of the Canadian Unemployment Insurance System." Document de recherche n° 6732, National Bureau of Economic Research.

LEMIEUX, Thomas et W. Bentley MacLeod (1995). "State Dependence and Unemployment Insurance." Rapport de recherche n° 4. Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.

LEVINE, Phillip B. et David J. Zimmerman (1996). "The Intergenerational Correlation in AFDC Participation: Welfare Trap or Poverty Trap?" Institute for Research on Poverty Discussion Paper
no. 1100-96.

LINDBECK, Assar (1995). "Hazardous Welfare-State Dynamics." *American Economic Review.* Vol. 85, No 2 (May) 9-15.

LJUNGQVIST, Lars and Thomas J. Sargent (1998). "The European Unemployment Dilemma." *Journal of Political Economy.* Vol. 106 No.3, 514-50.

MAY, Doug and Alton Hollet (1995). *The Rock in a Hard Place: Atlantic Canada and the UI Trap.* Toronto : C.D. Howe Institute.

McLANAHAN, Sara S. (1988). "Family Structure and Dependency: Early Transitions to Female Household Headship." *Demography.* Vol. 25, No. 1 (February) 1-16.

MEYER, Bruce D. et Dan T. Rosenbaum (1996). "Repeat Use of Unemployment Insurance." Document de recherche n° 5423, National Bureau of Economic.

MOFFIT, Robert (1983). "An Economic Model of Welfare Stigma." *American Economic Review*. Vol. 73, No. 5 (December) 1023-35.

MULLIGAN, Casey B. (1996). "Work Ethic and Family Background: Some Evidence." University of Chicago. Document non publié.

O'NEILL, Donal et Olive Sweetman (1998). "Intergenerational Mobility in Britain: Evidence from unemployment patters." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 60, No. 4 (November) 431-47.

OCDE (1994). L'étude de l'OCDE sur l'emploi : données et explications, *Partie II : Possibilités d'adaptation des marchés du travail.* Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.

ORNSTEIN, Michael (1998). "Educational and Occupational Inheritance in Canada." Institute for Social Research and Department of Sociology, York University, unpublished.

ÖSTERBACKA, Eva (1999). "The Connection Between Unemployment Among Relatives in Finland." Presenté aux réunions d' European Society for Population Economics, Turin Italie.

SARGENT, Timothy C. (1995). "An Index of Unemployment Insurance Disincentives." Economic and Fiscal Policy Branch, Working Paper No. 95-10. Ottawa : Department of Finance.

SOIDRE, Tiiu (1999). "Arbetslöshet och generation – unga kvinnor och män och dera föräldrar." *Arbetsmarknad & Arbetsliv*. Vol. 5, No. 2, 127-44.

STENBERG, Sten-Åke (2000). "Inheritance of Welfare Recipiency: An Intergenerational Study of Social Assistance Recipiency in Postwar Sweden." *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 62 (February) 228-39.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)**

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)**

A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
F. *n/a*
G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* **par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)**

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)**

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* **par Ted Wannell (1989)**

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* **par Douglas F. Trant (1989)**

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* **par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)**

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)**

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* **par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)**

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* **par Theodore M. Horbulyk (1990)**

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* **par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)**

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* **par Paul K. Gorecki (1990)**

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* **par Michael C. Wolfson (1991)**

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* **par René Morissette (1991)**

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)**

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N° 121 Un portrait des entrées et des sorties ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N° 122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N° 123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises ***(John Baldwin)***

N° 124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N° 125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N°127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N° 128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N° 129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N° 130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N° 131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N° 132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N° 133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N° 134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N° 135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N° 136 À venir

N° 137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N° 138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N° 139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, **Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)**

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, **par Ross Finnie (Août 2000)**

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises **par Guy Gellatly (Décembre 1999)**

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus **par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)**

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? **par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)**

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? **par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)**

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés **par John Myles (Le 6 mars 2000)**

N° 148 Le marché du travail des années 1990 **par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)**

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes **par Zhengxi Lin (Décembre 2000)**

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada **par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)**

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada **par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)**

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir **par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)**

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, **par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Décembre 2000)**

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, **par John R. Baldwin et Valerie Peters (À venir)**

N° 155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Décembre 2000)***

N° 156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Décembre 2000)***

N° 157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Décembre 2000)***

N° 158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Décembre 2000)***

N° 159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson and Torun Österberg (Décembre 2000)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 *Intensité de la faiblesse du revenu chez les Canadiens des régions urbaines et rurales de 1993 à 1997,* ***par Andrew Heisz (À venir)***

QUE DIRIEZ-VOUS

QUE DIRIEZ-VOUS de trouver au même endroit tout ce qu'il y a de plus récent en statistiques canadiennes et, du même coup, de réaliser une économie de temps et d'argent pour vous et votre entreprise?

QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où seraient mises à votre portée des données fiables sur tout un éventail de sujets brûlants d'actualité du domaine social et économique canadien?

QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où, en appuyant simplement sur quelques touches, vous auriez accès à des conseils et des données sur mesure, fournis par des analystes bien au courant des marchés auxquels vous vous intéressez?

QUE DIRIEZ-VOUS si un tel endroit existait?

EH BIEN, IL EXISTE!

www.statcan.ca

CONÇU POUR LES AFFAIRES

La source officielle de statistiques canadiennes en un endroit et en tout temps